

---

## Les différentes conceptions de l'égalité scolaire à l'épreuve de l'enquête PISA 2006

*The different conceptions of school equality under the scrutiny of PISA 2006 data*

**François Ghesquière**

---



### Édition électronique

URL : <http://journals.openedition.org/rfp/4300>

DOI : 10.4000/rfp.4300

ISSN : 2105-2913

### Éditeur

ENS Éditions

### Édition imprimée

Date de publication : 31 décembre 2013

Pagination : 69-84

ISBN : 978-2-84788-523-1

ISSN : 0556-7807

### Référence électronique

François Ghesquière, « Les différentes conceptions de l'égalité scolaire à l'épreuve de l'enquête PISA 2006 », *Revue française de pédagogie* [En ligne], 185 | 2013, mis en ligne le 31 décembre 2016, consulté le 30 avril 2019. URL : <http://journals.openedition.org/rfp/4300> ; DOI : 10.4000/rfp.4300

---

## Les différentes conceptions de l'égalité scolaire à l'épreuve de l'enquête PISA 2006

François Ghesquière

*Partant du constat d'une pluralité des principes de justice à l'école, l'objectif de cet article est d'explorer les éventuelles contradictions existant entre eux. Pour aller au-delà d'une réflexion théorique, nous confrontons trois définitions des inégalités scolaires (des chances, des résultats et des acquis de base) utilisées dans les comparaisons internationales. À partir d'une analyse des données PISA 2006, il en ressort que, bien que ces trois conceptions soient clairement différentes et divergentes, elles ne sont pas strictement contradictoires. Il semble, en effet, que c'est l'école unique qui permet de limiter au maximum l'ampleur de chacune de ces inégalités scolaires.*

**Mots-clés (TESE) :** inégalité sociale, système scolaire, politique en matière d'éducation, évaluation du système éducatif.

Dans un article paru dans la *Revue française de pédagogie*, Marie Duru-Bellat et François Dubet (2004) développent quatre conceptions qui se disputent l'idéal de la justice scolaire : l'égalité des chances, l'égalité des résultats, l'égalité des acquis de base et l'indépendance des sphères de justice. Ces auteurs indiquent que ces principes sont fondamentalement différents, et, dès lors, qu'ils entrent inévitablement en contradiction. L'objectif de cet article est de confronter certains aspects de cette thèse à l'analyse empirique. Pour cela, cet article est structuré en trois sections. La première développe les quatre principes de justice et leurs apparentes contradictions. La deuxième présente une analyse des données PISA 2006 cherchant à voir si les « bons » et « mauvais » systèmes scolaires varient selon la définition de l'égalité scolaire. Enfin, la conclusion revient sur la définition des concepts et la distinction entre différence, divergence et contradiction.

### QUATRE PRINCIPES DE JUSTICE À L'ÉCOLE ET LEURS CONTRADICTIONS

L'égalité des chances incarne l'idéal méritocratique de nos sociétés libérales. Cette conception est centrée sur l'idée de mérite. Selon celle-ci, les résultats scolaires des élèves doivent refléter leurs efforts et leur travail, et l'école, par sa neutralité, se doit d'être la gardienne de cette compétition juste. Mais cet idéal méritocratique n'est pas toujours univoque. D'ailleurs, il se décline de deux manières : l'égalité des chances d'accès et l'égalité des chances de réussite.

L'égalité des chances d'accès est plus ancienne (Coleman, 1967). Elle se centre sur la neutralité de l'école. Une école juste doit être gratuite, accessible à tous et

traiter tous les élèves de la même manière. Selon cette conception, on évalue essentiellement le caractère juste de l'école en regardant l'institution scolaire elle-même, et non les résultats qu'elle produit.

L'égalité des chances de réussite ne se contente pas de regarder en droit le caractère égalitaire ou non de l'école. Elle s'intéresse à la réalité sociale de l'égalité des chances. Pour cela, les résultats scolaires des élèves ne doivent pas dépendre d'un quelconque capital (culturel ou économique) hérité des parents et de la famille. En fonction des lieux et des époques, on pointera plutôt l'inégalité des chances selon la classe sociale, le genre, l'origine ethnique... Cette seconde égalité des chances se distingue de la première en se centrant davantage sur la réussite des élèves que sur l'accès à l'école. C'est pourquoi on peut les nommer respectivement égalité des chances d'accès et égalité des chances de réussite.

Même si l'idéal de l'égalité des chances est le principe de justice le plus ancien et le plus ancré dans l'école, il est critiquable sur trois aspects. Premièrement, c'est un idéal qui s'est construit en intégrant deux valeurs relativement divergentes : la liberté et l'égalité (Cuin, 1993). D'une part, la valeur de liberté suppose que « rien ne doit plus entraver la conquête, par les meilleurs, de positions de domination qui leur reviennent légitimement » (Cuin, 1993, p. 37), ce qui conforte l'idée selon laquelle la compétition et la concurrence acharnée, chères aux partisans d'une intervention minimale de l'État, sont les (seuls) facteurs de l'efficacité et du progrès. D'autre part, l'idée d'égalité nécessite l'intervention de l'État pour garantir le caractère juste de la compétition. Ces deux valeurs entrent donc en contradiction sur l'opportunité de l'action publique. Par exemple, les partisans du versant « liberté » de l'égalité des chances s'opposent généralement à la discrimination positive, car elle est considérée comme une entrave à la conquête des bonnes places par les « meilleurs ». Par contre, ceux qui s'appuient sur la valeur d'égalité soutiennent généralement ces dispositifs, car ils permettent d'améliorer le caractère « juste » de la compétition. Ce caractère équivoque de l'égalité des chances peut être considéré comme un manque de cohérence de cette conception.

Deuxièmement, l'expression consacrée d'égalité des chances confond deux définitions divergentes d'un même vocable : la chance (Bihr & Pfefferkorn, 2008, p. 19). En effet, dans son acception politico-philosophique, l'expression égalité des chances renvoie à la notion d'opportunité – qui est d'ailleurs au centre de sa traduction anglaise, *equal opportunities*. L'égalité des chances sup-

pose que les personnes aient les mêmes possibilités de réussir, et donc que leur succès ne soit dû qu'à leur mérite, c'est-à-dire leur capacité à saisir, par le travail et l'effort, les opportunités. Par contre, dans sa mesure, l'égalité des chances renvoie au concept de probabilité. En effet, les sociologues considèrent qu'il y a égalité des chances lorsqu'ils constatent une situation d'indépendance statistique entre la variable mesurant l'origine sociale et celle qui mesure les résultats scolaires (Duru-Bellat, 2002). Cette indépendance statistique indique, en fait, que les positions sociales sont distribuées de manière aléatoire. Or, les notions d'opportunité, de mérite et d'effort relèvent d'un registre opposé à celui de probabilité, de hasard et d'aléatoire : il serait absurde de dire d'un élève qui a obtenu une bonne note par hasard qu'il l'a méritée. On voit donc bien que la mesure diffère nettement de la conception philosophique<sup>1</sup>.

Troisièmement, paradoxalement, l'égalité des chances permet de légitimer certaines inégalités : celles qui proviennent de différents efforts individuels (Bihr & Pfefferkorn, 2008 ; Duru-Bellat, 2009). Par exemple, le fait que seulement certains étudiants ont accès à des études prestigieuses est légitimé par l'idée qu'ils ont plus travaillé que les autres. Or cette légitimité renforce les inégalités (Bourdieu & Passeron, 1970). C'est pourquoi certains critiquent fortement l'idéal de l'égalité des chances pour son caractère d'idéologie participant à la reproduction des inégalités.

Si l'on pousse au bout le glissement de l'égalité des chances d'accès vers l'égalité des chances de réussite et que l'on prend en compte les critiques émises ci-dessus, on arrive au deuxième idéal d'école juste : l'égalité des résultats. Selon cette conception, ce sont tous les écarts entre les résultats scolaires qui sont injustes – ce qui est à la fois plus radical et plus réformiste que l'idéal d'égalité des chances.

Elle est plus radicale parce qu'elle considère que toute inégalité de réussite est injuste. Ainsi, c'est l'écart entre la réussite des forts et des faibles qu'il faut réduire – et non seulement les écarts dus à l'origine sociale. Cette radicalité de l'égalité des résultats conduit à une certaine cohérence interne. Contrairement à l'égalité des chances, qui, comme nous l'avons vu, est traversée par des contradictions, cette conception est plutôt critiquée parce qu'elle ne prend pas en compte d'autres valeurs comme « la question de l'efficacité, de la distribution initiale des talents et de la reconnaissance de l'effort » (Dupriez, Oriane & Verhoeven, 2008, p. 109).

Elle est plus réformiste parce que les auteurs qui utilisent cette conception le font généralement avec une volonté de réforme du système scolaire, plutôt que dans une optique de dénonciation ou de dévoilement des inégalités. Par exemple, Mons (2007) compare les différents systèmes scolaires pour déterminer quelles sont les caractéristiques qui permettent de réduire (légèrement) les écarts de réussite. Cette approche est clairement plus réformiste que les dénonciations du mythe de l'égalité des chances, par Bourdieu et Passeron (1970) par exemple.

La troisième définition, l'égalité des acquis de base, transpose l'idée d'allocation universelle à la question des inégalités scolaires. Selon cette conception, une école juste est une école qui procure un niveau scolaire de base à tous les élèves. Cette conception peut s'intégrer dans une théorie de la justice d'inspiration rawlsienne qui se centre sur les défavorisés (Meuret, 1999, p. 53). Ainsi, l'analogie avec les inégalités de revenu est importante. Comme le taux de pauvreté (défini comme la proportion de la population dont le revenu est inférieur à un certain seuil), l'inégalité des acquis de base peut être mesurée par la proportion d'élèves dont le niveau scolaire n'atteint pas un seuil défini *a priori*. L'objectif d'un « socle commun » est l'exemple typique de cette définition de la justice scolaire : dans l'école idéale, tous les élèves maîtriseraient les compétences de ce socle commun. Évidemment, dans cette conception, toute la question est la définition de ce seuil de connaissances de base. Est-ce simplement savoir lire, écrire et compter ? ou faut-il inclure des connaissances plus académiques, comme des bases en sciences, en mathématiques ou en littérature ?

Notons que cette conception réduit grandement le champ de considération pour l'égalité scolaire. Seule l'éducation de base (primaire, voire secondaire) doit être égalitaire, c'est-à-dire fournir les mêmes bases à tous. Par définition, l'égalité des acquis de base ne s'intéresse pas aux cursus et connaissances acquises ultérieurement par les élèves, par exemple dans l'enseignement supérieur. Ainsi, la réalisation de l'égalité des acquis de base n'est pas en soi incompatible avec un accroissement des inégalités ultérieures.

On peut également relier cette conception à un objectif d'employabilité (Trannoy, 1999, p. 56) et plus généralement à la philosophie de l'État social actif, une critique de l'État social classique redistributif qui s'est développée dans les années 1990 (Vielle, Pochet & Cassiers, 2005). Selon cette philosophie, l'État ne doit plus « passivement » redistribuer les richesses et jouer un rôle d'asseur social. Au contraire, l'État doit aider les personnes

à s'aider elles-mêmes pour « s'en sortir », par exemple en « activant » les demandeurs d'emploi. Le passage de l'État social à l'État social actif s'est accompagné d'un mouvement d'individualisation et de responsabilisation. Le destin social des individus est vu comme de leur responsabilité, l'État n'ayant qu'à leur offrir une simple formation de base. On voit bien les similarités entre l'idéal de l'égalité des acquis de base et la philosophie de l'État social actif : chacun a droit à une aide/éducation de base fournie par l'État, mais l'action publique ne doit plus « redistribuer » les richesses/les niveaux de formation, ni garantir le caractère « juste » de la compétition de l'égalité des chances.

La quatrième conception, l'indépendance des sphères de justice, s'inspire de l'idée d'une pluralité de principes de justice (Boltanski & Thévenot, 1991). Elle considère qu'il faut que les sphères centrées sur des principes de justice différents restent séparées. Dès lors, l'école est juste si les inégalités qu'elle produit n'engendrent pas d'inégalités dans d'autres sphères. En réalité, cette conception comprend deux variantes : l'une intrinsèque à l'école et l'autre extrinsèque. La première considère que les élèves doivent être traités avec égale dignité, qu'ils soient « bons » ou « mauvais ». Ainsi, il faut séparer l'idéal méritocratique de la réussite scolaire des autres principes qui gouvernent les relations entre professeurs et élèves dans les établissements, ce qui permettrait à chaque élève de s'épanouir librement dans l'école quels que soient ses goûts scolaires, ses forces et ses faiblesses. La seconde prolonge cette indépendance entre résultats scolaires et principes de justice en l'élargissant à l'extérieur de l'école : pour rendre plus juste la société, il faudrait réduire l'impact de la réussite scolaire sur la réussite sociale. Ainsi, en valorisant les acquis de l'expérience (professionnelle ou autre), le poids du diplôme sur l'accès aux « bons » emplois devrait être fortement réduit, de manière à ne pas « trier les individus de manière définitive [et à permettre] à ceux qui y ont échoué ou qui en sont sortis [de l'école] de tenter de nouveau leur chance » (Duru-Bellat & Dubet, 2004, p. 112).

Duru-Bellat et Dubet (2004) présentent donc quatre conceptions différentes de la justice à l'école : l'égalité des chances basée sur la méritocratie, l'égalité des résultats qui considère que toute différence de niveau scolaire est injuste, l'égalité des acquis de base qui promeut la maîtrise d'un socle commun par tous les élèves, et la séparation des sphères de justice qui veut limiter le poids de la performance (ou du verdict) scolaire sur le bien-être et le destin social futur des élèves. Dans le développement de ces quatre principes de justice scolaire, ces

auteurs soutiennent qu'il n'est pas possible de les suivre tous en même temps parce qu'ils présentent d'inévitables contradictions entre eux :

[...] chacune des conceptions de la justice évoquées plus haut est immédiatement contradictoire avec les autres, sinon dans l'ordre des principes, du moins dans celui des pratiques et des politiques scolaires. Ainsi, une méritocratie scolaire juste ne garantit pas la diminution des inégalités; le souci d'intégration sociale des élèves a toutes les chances de confirmer leurs destins sociaux; la recherche d'un minimum commun risque de limiter l'expression des talents; une école soucieuse de la singularité des individus porte atteinte à la culture commune que doit transmettre toute école et qui est aussi une forme de justice... (Duru-Bellat & Dubet, 2004, p. 106)

*A priori*, ces principes semblent donc contradictoires<sup>2</sup>. Mais est-ce vraiment le cas? Et jusqu'à quel point? Au-delà d'un raisonnement, de nature théorique, déduisant la contradiction des principes, il est intéressant de voir si, empiriquement, les systèmes scolaires approchant l'un ou l'autre principe de justice entrent en contradiction. C'est ce que propose la suite de cet article. Pour ce faire, nous allons procéder à une comparaison internationale visant à identifier l'effet des systèmes éducatifs sur les différentes inégalités scolaires. Cette comparaison empirique permet de compléter la réflexion théorique. De plus, la plupart des comparaisons internationales des systèmes éducatifs se basent sur (l'une de) ces trois définitions des inégalités scolaires : des chances, des résultats ou des acquis de base.

## L'ANALYSE EMPIRIQUE DES CONTRADICTIONS PAR LA COMPARAISON INTERNATIONALE

Les comparaisons internationales en éducation sont principalement utilisées pour évaluer les systèmes scolaires. En comparant les pays, on peut pointer les « bonnes » et « mauvaises » politiques éducatives. En effet, en définissant un objectif, on peut voir quels sont les pays (et donc les différents systèmes scolaires) qui l'atteignent plus ou moins bien. Généralement, deux critères sont utilisés pour évaluer les systèmes scolaires : l'efficacité et l'équité. L'efficacité peut être définie comme « la somme des apprentissages acquis par tous les élèves » (Dupriez, Oriane & Verhoeven, 2008, p. 109). Selon ce critère, les « bons » pays sont ceux dont le niveau scolaire moyen des élèves est le plus élevé. Plus ce niveau est élevé, plus on considère le système scolaire comme efficace. La mesure de l'équité se décline

de trois manières. D'abord, il y a l'inégalité des chances (de réussite), mesurée par le lien entre origine sociale et résultats scolaires des élèves (voir, par exemple, Dupriez & Dumay, 2006). Ensuite, il y a l'inégalité des résultats, mesurée par l'écart entre les résultats des élèves (voir, par exemple, Mons, 2007). Enfin, il y a l'inégalité des acquis de base, mesurée par la proportion des élèves ne maîtrisant pas les connaissances et compétences de base (voir, par exemple, Baudelot & Establet, 2009).

Il est marquant que ces différentes mesures reflètent trois conceptions de la justice développées par Duru-Bellat et Dubet (2004). Notons toutefois que les conceptions de l'égalité des chances d'accès et de l'indépendance des sphères de justice ne sont pas reprises dans les comparaisons internationales. Ceci peut s'expliquer par l'objet même de ces inégalités. En effet, ces comparaisons internationales recourent principalement à des tests standardisés (comme ceux de l'enquête PISA) pour mesurer le niveau scolaire des élèves. Or, ces deux conceptions de la justice n'ont pas pour objet le niveau scolaire des élèves, comme c'est le cas pour les trois autres conceptions<sup>3</sup>. L'égalité des chances d'accès se centre sur le système scolaire lui-même, et particulièrement sur son accessibilité. L'indépendance des sphères de justice s'intéresse à la dignité des élèves et à leur devenir dans les autres sphères de la vie sociale.

Comme les comparaisons internationales utilisent les définitions présentées ci-dessus, leur approche est un bon point d'entrée pour explorer l'apparente contradiction entre ces définitions – bien qu'il faille toujours garder à l'esprit que les conclusions tirées de ce type d'enquête sont toujours des constructions intellectuelles produites par le chercheur lui-même, et donc qu'elles ne peuvent être mécaniquement transformées en propositions politiques. Si les conclusions sur l'identification des « bons » et « mauvais » systèmes scolaires varient selon la définition des inégalités utilisée, on peut dire que ces conceptions entrent en contradiction : que l'on conçoive la justice scolaire d'une manière ou d'une autre, on va probablement préconiser des réformes du système scolaire vers des modèles clairement différents. Par contre, si les conclusions sont similaires, l'idée de contradiction doit être relativisée : les différents principes de justice scolaire n'entrent pas véritablement en conflit, puisqu'ils nécessitent des systèmes scolaires similaires pour être mis en œuvre.

La question de la description des systèmes scolaires au regard de leur caractère plus ou moins égalitaire a longuement été discutée par les sciences sociales et de l'édu-

cation. Par exemple, Baudelot et Establet (2009) arrivent au constat que tant le recours au redoublement que la séparation des élèves en différentes filières accroissent les inégalités. Avec cette conclusion, ils rejoignent la dichotomie opposant les systèmes scolaires intégrés qui tendent à scolariser ensemble une même classe d'âge aux systèmes scolaires ségrégués qui séparent les élèves selon leur niveau académique. Cette opposition simple est basée sur le constat général selon lequel les systèmes scolaires intégrés sont plus égalitaires que les systèmes scolaires ségrégués (Dupriez & Dumay, 2006).

Cette distinction entre systèmes scolaires intégrés et systèmes scolaires ségrégués est affinée par Mons (2004, 2007) qui propose une typologie de quatre modèles de système scolaire : le modèle de la séparation, le modèle de l'intégration uniforme, le modèle de l'intégration à la carte et le modèle de l'intégration individualisée. Chaque modèle peut être caractérisé par la manière dont il « gère » les élèves en difficulté. Le modèle de la séparation les sépare des autres élèves en les reléguant dans des filières professionnelles, plus ou moins dévalorisées selon les pays. Le modèle de l'intégration uniforme est caractérisé par l'utilisation massive du redoublement. Le modèle de l'intégration à la carte ne sépare pas les élèves dans des filières différentes et ne fait pas redoubler les plus faibles, mais ils suivent des cours différents (« à la carte ») au sein d'une même filière. Le modèle de l'intégration individualisée est celui qui a poussé le plus loin l'idéal de l'école unique : les élèves ne sont pas séparés – que ce soit en étant orientés dans des filières hiérarchisées, en redoublant ou en suivant des cours différents – ; les plus faibles reçoivent une aide individualisée supplémentaire.

Les différents modèles se retrouvent principalement dans des aires géographiques spécifiques. Le modèle de la séparation caractérise principalement l'Europe germanique et continentale : l'Allemagne, l'Autriche, la Suisse, les Pays-Bas, la Belgique, la République tchèque, la Slovaquie, la Hongrie, mais aussi l'Irlande. Le modèle de l'intégration uniforme se retrouve dans les pays d'Europe méditerranéenne : la France, l'Espagne, le Portugal, l'Italie et la Grèce. Le modèle de l'intégration à la carte est représentatif des pays anglo-saxons : les États-Unis, le Canada, l'Australie, la Nouvelle-Zélande et le Royaume-Uni. Enfin, le modèle de l'intégration individualisée caractérise principalement les pays d'Europe du Nord et d'Extrême-Orient : la Finlande, la Suède, le Danemark, la Norvège, l'Islande, le Japon, la Corée du Sud, mais aussi la Pologne. En plus d'être commode pour classer les pays, cette typologie est particulièrement pertinente puisqu'elle permet de pointer certaines caractéristiques

des politiques et systèmes éducatifs : l'existence de filières hiérarchisées, le recours au redoublement, la séparation des élèves dans différents cours et l'apport d'une aide individualisée aux plus faibles.

Cette approche typologique est l'une des deux principales techniques de comparaison internationale utilisables quand on compare un (relativement) grand nombre de pays – l'autre étant l'analyse de régression qui relie directement les caractéristiques des pays entre elles. Dans l'approche typologique, les pays sont, d'abord, regroupés en types pour, ensuite, repérer les différences entre ces groupes de pays. Cette approche a l'inconvénient de ne pas prendre en compte les différences à l'intérieur des groupes. Par contre, elle présente d'autres avantages sur l'analyse de régression. En effet, cette dernière considère que les pays, telles des observations statistiques, sont de simples supports pour les variables. Les variables explicatives (les caractéristiques des pays) sont supposées être indépendantes les unes des autres<sup>4</sup>. L'approche typologique ne se base pas sur ce postulat réducteur d'indépendance des variables : les types sont définis par les interactions entre les caractéristiques des systèmes scolaires. On constate, par exemple, que les pays du modèle de la séparation sont principalement caractérisés par l'existence de filières hiérarchisées, mais aussi par un taux de redoublement moyen (Dupriez, Dumay & Vause, 2008). Ce qui conduit à dire que ce ne sont pas les caractéristiques elles-mêmes qui ont un effet direct sur les inégalités (comme c'est le cas dans une analyse de régression avec le concept d'effet propre d'une variable), mais plutôt la combinaison des caractéristiques propres à un modèle qui a un effet. De plus, l'analyse typologique a l'avantage de pouvoir prendre en compte des caractéristiques plus qualitatives et pas toujours quantifiables.

Pour confronter les résultats des comparaisons internationales selon les différentes définitions des inégalités, il est nécessaire de mesurer ces différentes inégalités. Pour cela, nous avons choisi d'exploiter les données PISA (*Programme international pour le suivi des acquis des élèves*) parce qu'elles sont largement utilisées et reconnues comme référence dans les comparaisons internationales en éducation. Bien que ne présentant pas un caractère longitudinal – ce qui ne permet pas *stricto sensu* de déduire des relations de causalité –, l'enquête PISA apporte néanmoins un éclairage sur l'effet des systèmes éducatifs sur les inégalités scolaires. En effet, comme de nombreux auteurs (Baudelot & Establet, 2009 ; Dupriez, Dumay & Vause, 2008 ; Duru-Bellat & Suchaut, 2005 ; Mons, 2007) le font implicitement, nous pensons qu'il est raisonnable d'interpréter les relations constatées entre sys-

tèmes éducatifs et inégalités scolaires en considérant les premiers comme une des causes des secondes.

PISA est une enquête triennale qui mesure les compétences des élèves de 15 ans dans trois domaines : la lecture, les mathématiques et la culture scientifique (pour plus d'informations sur PISA, voir OCDE, 2009a)<sup>5</sup>. À chaque enquête, un de ces trois domaines est étudié plus en profondeur. Nous présentons des résultats qui utilisent les compétences en sciences comme indicateur du niveau scolaire des élèves, parce qu'elles étaient au centre de la dernière enquête disponible (au moment de nos analyses) : PISA 2006. Les résultats sont très similaires si l'on se base sur les mathématiques ou la lecture plutôt que sur la culture scientifique. En effet, les ampleurs de chaque type d'inégalité pour ces deux champs de compétences sont similaires aux ampleurs des inégalités en sciences (voir tableaux 3 et 4 en annexe 2)<sup>6</sup>. Par ailleurs, les données PISA fournissent toute une série d'informations contextuelles sur les écoles et les élèves. Comme recommandé par PISA (OCDE, 2009b), nous avons pondéré les données par le *student final weight*, nous avons utilisé les *replicate weights* pour calculer les intervalles de confiance, et nous avons utilisé les *plausible values* pour estimer le niveau scolaire des élèves (voir annexe 1 pour des informations sur ces aspects techniques).

Nous avons mesuré l'ampleur de chacune des trois inégalités scolaires dans chaque pays de l'OCDE, à l'exception du Mexique et de la Turquie dont les taux de scolarisation des enfants de 15 ans sont trop faibles. Comme l'inégalité des chances est définie par l'intensité du lien entre l'origine sociale et la réussite scolaire, nous l'avons mesurée par le coefficient de corrélation entre les *plausible values* en science et l'indice PISA de statut économique, social et culturel<sup>7</sup>. Comme l'inégalité des résultats est définie par l'ampleur des écarts entre les performances des élèves, nous avons utilisé l'écart-type des *plausible values* comme mesure de cette inégalité. Ce choix se justifie par le caractère normal de la distribution des *plausible values*. Comme l'inégalité des acquis de base est définie par la proportion d'élèves qui n'atteignent pas le niveau de base, nous avons dû définir ce niveau de base. PISA fournit une classification du niveau des élèves en sciences en sept catégories. Comme Baudelot et Establet (2009) et Mons (2007), nous avons choisi le niveau 2 comme seuil des acquis de base. À ce niveau, les élèves doivent faire preuve d'une capacité (minimale) d'inférence et de raisonnement.

Le tableau 1 montre l'ampleur des trois inégalités scolaires dans chaque pays – classés selon la typologie de

Mons. On peut y voir que le niveau des inégalités n'est pas le même selon la définition retenue. Par exemple, l'Italie, le pays le plus inégalitaire selon l'égalité des acquis de base (25,3 % de ses élèves ne maîtrisent pas les compétences de base), est dans une situation relativement égalitaire au regard des deux autres définitions. Dans la situation opposée, on trouve la Nouvelle-Zélande : très inégalitaire selon l'égalité des chances et l'égalité des résultats, mais peu inégalitaire selon l'égalité des acquis de base. La situation du Portugal est encore différente : relativement égalitaire selon l'égalité des résultats et très inégalitaire selon l'inégalité des chances et l'inégalité des acquis de base. Les coefficients de corrélation de Pearson, qui quantifient les relations entre ces trois définitions des inégalités, sont, respectivement, de 0,16 entre l'inégalité des chances et l'inégalité des résultats, de 0,35 entre l'inégalité des chances et l'inégalité des acquis de base et de 0,13 entre l'inégalité des résultats et l'inégalité des acquis de base. Même si la relation entre l'inégalité des chances et l'inégalité des résultats est statistiquement significative (à un niveau de confiance de 93 %) et quantitativement non négligeable, on ne peut que constater que les mesures de ces trois définitions ne se confondent pas.

Pour aller plus loin, il est intéressant de comparer plus systématiquement chaque modèle de système éducatif. En effet, utiliser les modèles associés chacun à une pratique scolaire permet de pointer les conséquences de ces politiques sur chaque type d'inégalité. C'est pourquoi le tableau 2 présente le niveau moyen de chaque inégalité scolaire (des chances, des résultats et des acquis de base) pour chaque type de système scolaire. On constate que c'est toujours le modèle de l'intégration individualisée qui permet de limiter au maximum les inégalités. Cependant, quand on s'intéresse aux modèles les plus inégalitaires (si on veut, par exemple, pointer les « mauvaises pratiques » à éviter), les constats divergent : le modèle de la séparation conduit à la plus grande influence de l'origine sociale sur les résultats scolaires ; le modèle de l'intégration à la carte présente les plus importants écarts entre bons et mauvais élèves ; enfin, le modèle de l'intégration uniforme est le plus inefficace pour fournir un niveau scolaire de base à tous les élèves<sup>8</sup>.

Pour nuancer cette conclusion, on doit remarquer dans le tableau 1 qu'il existe aussi d'importantes différences au sein de chaque modèle. Par exemple, selon le critère de l'égalité des chances, la situation très inégalitaire des États-Unis diffère nettement, et significativement, de la situation égalitaire du Canada, alors que ces deux pays appartiennent au même modèle de l'intégration à la carte.

**Tableau 1. Niveau des différentes inégalités scolaires dans les pays de l'OCDE,  
sur la base des résultats en sciences de l'enquête PISA**

Pays	Inégalité des chances <sup>3</sup>			Inégalité des résultats <sup>4</sup>			Inégalité des acquis de base <sup>5</sup>		
	1	2	3	1	2	3	1	2	3
<b>Séparation</b>									
Allemagne	0,403	0,435	0,468	96,1	100,0	103,9	12,8 %	15,4 %	18,0 %
Autriche	0,342	0,393	0,444	93,1	97,9	102,6	13,6 %	16,3 %	19,1 %
Belgique	0,412	0,440	0,469	95,7	99,7	103,6	15,1 %	17,0 %	19,0 %
Hongrie	0,429	0,463	0,496	85,1	88,2	91,2	13,2 %	15,0 %	16,9 %
Irlande	0,318	0,356	0,394	91,4	94,4	97,3	13,4 %	15,5 %	17,6 %
Luxembourg	0,443	0,466	0,490	94,9	96,8	98,7	21,0 %	22,1 %	23,2 %
Pays-Bas	0,369	0,409	0,449	92,4	95,6	98,9	10,9 %	13,0 %	15,0 %
République tchèque	0,361	0,394	0,428	94,5	98,5	102,4	13,2 %	15,5 %	17,8 %
Suisse	0,367	0,396	0,426	96,1	99,3	102,6	14,3 %	16,1 %	17,8 %
Slovaquie	0,394	0,438	0,482	89,6	93,1	96,7	18,3 %	20,2 %	22,1 %
<b>Intégration uniforme</b>									
Espagne	0,341	0,373	0,405	88,6	90,5	92,5	17,9 %	19,6 %	21,4 %
France	0,422	0,460	0,498	97,5	101,6	105,7	18,4 %	21,2 %	23,9 %
Grèce	0,343	0,387	0,431	88,1	92,2	96,2	21,5 %	24,0 %	26,6 %
Italie	0,288	0,317	0,346	93,0	95,5	98,1	23,5 %	25,3 %	27,0 %
Portugal	0,372	0,408	0,444	85,2	88,6	91,9	21,7 %	24,5 %	27,2 %
<b>Intégration à la carte</b>									
Australie	0,313	0,336	0,359	98,2	100,2	102,2	11,7 %	12,9 %	14,0 %
États-Unis	0,385	0,423	0,461	102,8	106,0	109,3	21,3 %	24,4 %	27,5 %
Canada	0,263	0,287	0,310	91,9	94,2	96,4	8,8 %	10,0 %	11,2 %
Nouvelle-Zélande	0,379	0,405	0,432	104,6	107,3	109,9	12,2 %	13,7 %	15,2 %
Royaume-Uni	0,344	0,373	0,403	103,8	106,8	109,7	15,2 %	16,7 %	18,3 %
<b>Intégration individualisée</b>									
Corée du Sud	0,234	0,285	0,336	85,4	90,1	94,7	9,0 %	11,2 %	13,5 %
Danemark	0,338	0,376	0,414	90,3	93,1	95,9	16,2 %	18,4 %	20,7 %
Finlande	0,258	0,288	0,317	83,7	85,6	87,6	3,2 %	4,1 %	5,0 %
Islande	0,229	0,259	0,289	94,6	96,9	99,2	19,0 %	20,6 %	22,1 %
Japon	0,238	0,272	0,307	96,1	100,1	104,1	10,0 %	12,0 %	14,1 %
Norvège	0,250	0,288	0,325	92,2	96,1	100,0	18,6 %	21,1 %	23,6 %
Pologne	0,352	0,381	0,410	87,7	89,9	92,1	15,4 %	17,0 %	18,6 %
Suède	0,296	0,325	0,354	91,5	94,2	97,0	14,8 %	16,4 %	17,9 %

Notes : 1 : borne inférieure de l'intervalle de confiance (niveau de confiance de 95 %) ; 2 : borne supérieure de l'intervalle de confiance (niveau de confiance de 95 %) ; 3 : mesurée par le coefficient de corrélation de Pearson entre la compétence des élèves en sciences (mesurée par les *plausible values*) et l'indice PISA de statut économique, social et culturel ; 4 : mesurée par l'écart-type des compétences des élèves en sciences (également mesuré par les *plausible values*) ; 5 : mesurée par la proportion d'élèves dont le niveau en sciences est inférieur au niveau 2 tel que défini par PISA (également mesuré par les *plausible values*).

Tableau 2. Niveau des inégalités scolaires selon le type de système scolaire et la définition des inégalités

Type de système scolaire	Inégalité des chances	Inégalité des résultats	Inégalité des acquis de base
Séparation	0,419	96,3	16,6 %
Intégration uniforme	0,389	93,7	22,9 %
Intégration à la carte	0,365	102,9	15,5 %
Intégration individualisée	0,309	93,3	15,1 %

Au regard de l'égalité des résultats, au sein du modèle de l'intégration uniforme, le Portugal égalitaire se détache clairement de la France inégalitaire. En regardant l'égalité des acquis de base dans les pays de l'intégration individualisée, on ne peut qu'être frappé par l'écart entre la Finlande (où seulement 4,1 % des élèves n'atteignent pas le niveau minimum) et la Norvège (où 21,1 % des élèves n'atteignent pas ce même niveau minimum). Ces observations doivent donc nous rappeler que les modèles sont des constructions intellectuelles. En effet, on peut supposer que les différences – qu'elles concernent le système éducatif ou d'autres facteurs extra-scolaires influençant l'ampleur des inégalités – entre pays d'un même modèle ne sont pas négociables.

### CONCLUSION : DIFFÉRENCE, DIVERGENCE ET CONTRADICTION NE SONT PAS SYNONYMES

Ces résultats montrent qu'il est important de définir avec précision les concepts utilisés. En effet, les chercheurs travaillant sur les inégalités scolaires dans une perspective de comparaison internationale arrivent à des résultats divergents. Les adeptes de l'égalité des chances vont pointer les effets négatifs de la séparation des élèves en filières hiérarchisées. Les partisans de l'égalité des résultats vont mettre en évidence les problèmes des systèmes scolaires anglo-saxons. Les disciples de l'égalité des acquis de base rétorqueront que ce sont principalement les systèmes scolaires qui recourent de manière extensive au redoublement qui posent problème. La définition des inégalités scolaires est donc plus qu'importante. Mais, s'il faut en choisir une, comment procéder ? Quelle serait la « bonne » définition des inégalités scolaires ? À ces questions, nous ne pensons pas qu'il y ait une réponse arrêtée. On peut tout de même rappeler que, d'après Becker (2002), les concepts en sciences

sociales ne doivent pas être découverts ; c'est le chercheur qui les définit. En appliquant ce conseil à notre question, on comprend qu'il est vain de chercher à découvrir « la » définition « véritable » et « transcendante » des inégalités scolaires. Il faut simplement définir avec précision ce qu'on entend par inégalités scolaires quand on explore cette question.

Pour revenir à la thèse de Duru-Bellat et Dubet (2004) sur les contradictions entre les principes de justice à l'école, nos résultats poussent à ne pas oublier la distinction entre différence, divergence et contradiction. Les conceptions présentées ci-dessus sont évidemment différentes, tout comme les principes de justice qui les sous-tendent. On peut aussi dire que ces définitions sont divergentes. En effet, elles mènent à des conclusions – et donc des propositions politiques – différentes. Par contre, quand on se concentre sur l'enseignement obligatoire, il serait exagéré de dire que ces différentes définitions sont contradictoires. En effet, c'est le même type de système scolaire – le modèle de l'intégration individualisée, qui concrétise au mieux l'école unique – qui permet de lutter le plus efficacement contre chacune des trois inégalités scolaires. Ces résultats montrent donc qu'il n'est nullement contradictoire – et il est même possible – de tendre vers un système scolaire égalitaire dans les trois sens du terme : égalité des chances, égalité des résultats et égalité des acquis de base. Cependant, il faut apporter deux nuances à ce propos. D'une part, nous n'avons pas pu tester la question de la contradiction avec les idéaux d'égalité des chances d'accès et de séparation des sphères de justice. Il est donc tout à fait possible que ces deux idéaux entrent en contradiction entre eux ou avec les trois autres conceptions de la justice scolaire. D'autre part, ce constat de relative absence de contradictions ne doit pas mener à minimiser les différences conceptuelles fondamentales entre ces trois définitions des inégalités scolaires. Ainsi, le caractère

non relationnel de la définition la plus récente (l'égalité des acquis de base) témoigne probablement d'une évolution idéologique plus générale de nos sociétés – caractérisée par un glissement d'une vision de la « question sociale » en termes de conflits entre classes sociales vers une conception individuelle de la pauvreté (Pfefferkorn, 2007). Ce qui est loin d'être anodin...

Ce constat sur l'absence de contradictions entre ces trois définitions est important en termes de réformes du système scolaire. En effet, bien qu'il soit nécessaire de faire preuve de prudence dans la transposition des résultats d'une enquête en propositions politiques, l'école unique paraît néanmoins la perspective à suivre pour réduire ces trois types d'inégalités scolaires. Il ne sert

donc pas à grand-chose d'ergoter longuement sur le choix d'un type d'égalité comme objectif politique. Ce constat rejoint les conclusions de Baudelot et Establet (2009) qui remarquent que les objectifs d'équité et d'efficacité ne sont pas contradictoires, même s'ils sont différents. En effet, les pays dont le niveau scolaire est élevé (critère d'efficacité) sont ceux où les inégalités scolaires sont souvent les plus faibles (critère d'équité). Tout ceci montre que des objectifs différents – qui peuvent être considérés *a priori* comme contradictoires – ne le sont pas forcément.

François Ghesquière  
fghesqui@ulb.ac.be

Aspirant FNRS, Université libre de Bruxelles,  
Institut de Sociologie, Centre de recherche METICES

## NOTES

- 1 Cette divergence provient probablement du fait que les chances, au sens d'opportunités, ne sont – fondamentalement, et pas seulement dans l'état actuel de la technique – pas mesurables. En effet, sauf à ne prendre en compte que le cadre juridique et institutionnel, il n'est pas possible de mesurer une « possibilité », c'est-à-dire quelque chose qui ne donne pas toujours lieu à un événement. C'est pourquoi on mesure indirectement l'égalité des chances en comparant les performances scolaires de différents groupes sociaux, en se basant sur l'hypothèse d'une distribution égale des talents entre ces groupes.
- 2 Il faut cependant nuancer l'ampleur de ces contradictions. Par exemple, dans un texte plus récent, Dubet (2010, p. 118) écrit que « l'égalité des places [...] constitue sans doute la meilleure manière de réaliser l'égalité des chances ». Néanmoins, l'idée de divergence entre ces deux conceptions est bien présente dans cet ouvrage, puisqu'il se révèle être un plaidoyer pour un déplacement du centre de gravité des principes de justice de l'égalité des chances vers l'égalité des places.
- 3 Plus précisément, l'inégalité des chances s'intéresse à la relation entre l'origine sociale et les résultats scolaires, l'inégalité des résultats s'intéresse aux différences de résultats scolaires et l'inégalité des acquis de base s'intéresse à la proportion d'élèves dont les résultats scolaires se situent en dessous du niveau minimal. Ces trois définitions sont donc toujours centrées sur les résultats scolaires.
- 4 Cette condition d'indépendance des variables explicatives est connue par les statisticiens comme la condition d'absence de colinéarité.
- 5 Le fait que PISA évalue les compétences des élèves de 15 ans limite notre étude à l'enseignement obligatoire. En effet, seules les caractéristiques de l'enseignement primaire et secondaire (inférieur) peuvent influencer le niveau scolaire des élèves de 15 ans. Nous ne pouvons donc pas étendre nos conclusions à l'enseignement supérieur, dont le fonctionnement est différent, qui joue pourtant un rôle important pour l'égalité des chances professionnelles, notamment par la certification de qualifications (diplômes). En outre, il ne faut pas oublier que l'égalité des chances scolaires diffère, tant conceptuellement qu'empiriquement, de l'égalité des chances professionnelles. Ainsi, B. Thijs et H. van de Werfhorst (2013) ont montré que les systèmes scolaires ségrégués, s'ils sont bien inégalitaires du point de vue de l'égalité des chances scolaires, permettent néanmoins de fournir une meilleure employabilité aux sortants du système scolaire qui sont faiblement diplômés.
- 6 Cette similitude entre les trois domaines de compétences a été confirmée par trois analyses en composantes principales (ACP), effectuées séparément sur chacune des définitions des inégalités. L'ACP est une méthode statistique permettant de quantifier la proportion de variation de plusieurs variables mesurées (dans notre cas les inégalités en culture scientifique, en mathématiques et en compréhension écrite) qui peut s'expliquer par une variable latente non mesurée (dans notre cas l'inégalité en général, c'est-à-dire l'inégalité concernant l'ensemble de ces trois domaines de compétence). Plus cette proportion – appelée techniquement la part de l'inertie expliquée par la première composante principale – est élevée, plus les variables mesurées se recouvrent et les différences entre elles sont limitées. Dans notre cas, cette proportion est toujours très importante : 94,87 % pour l'inégalité des chances, 71,04 % pour l'inégalité des résultats et 90,29 % pour l'inégalité des acquis de base. On peut donc en conclure qu'au sein de chaque définition les différences d'ampleur d'inégalités liées aux champs de compétences étudiés sont très limitées – même si concernant l'inégalité des résultats les différences entre champs de compétences ne sont pas totalement négligeables.
- 7 L'indice PISA de statut économique, social et culturel résulte de l'agrégation de trois indicateurs. Le premier est une transformation en années d'études du plus haut diplôme obtenu par les parents. Le deuxième est un indicateur de la position professionnelle des parents. Le troisième est un indicateur des biens (à valeur tant culturelle qu'économique) possédés par le ménage. Pour plus d'informations sur cet indice, voir OCDE (2009a, p. 346-349).
- 8 Pour tester la robustesse de ces résultats, il est possible de mettre en œuvre des tests statistiques permettant de voir si les différences entre modèles sont significatives. Cependant, il faut noter que, comme ces analyses ne portent pas sur un échantillon aléatoire, la logique de l'inférence statistique ne s'applique pas au sens strict. Les résultats de ces tests n'ont donc qu'une valeur indicative. Des analyses de variance ont permis de vérifier qu'il existe bien des différences de niveau d'inégalités scolaires entre modèles : les probabilités (p-valeur) qu'il n'existe aucune différence significative sont respectivement inférieures à 0,000, 0,007 et 0,020 pour l'inégalité des chances, l'inégalité des résultats et l'inégalité des acquis de base. Pour explorer avec plus de finesse la signification statistique de cette relation, nous avons également effectué des tests *post hoc* de Tuckey adaptés par Games et Howell à des groupes de tailles et de variances inégales (Howell, 2008, p. 353-389). Ces tests permettent de mettre en évidence les différences significatives. À un niveau de confiance de 90 %, il en ressort plusieurs différences

significatives. Selon l'inégalité des chances, le modèle de l'intégration individualisée se distingue tant du modèle de la séparation que du modèle de l'intégration uniforme. Selon l'inégalité des résultats, le modèle de l'intégration individualisée se distingue du modèle de l'intégration à la carte (la différence entre le modèle de l'intégration

à la carte et le modèle de l'intégration uniforme est à la limite de la signification statistique : elle est de 0,101). Enfin, selon l'inégalité des acquis de base, le modèle de l'intégration uniforme se distingue à la fois du modèle de l'intégration individualisée et du modèle de la séparation.

## BIBLIOGRAPHIE

- BAUDELOT C. & ESTABLET R. (2009). *L'élitisme républicain : l'école française à l'épreuve des comparaisons internationales*. Paris : Éd. du Seuil.
- BECKER H. S. (2002). *Les ficelles du métier : comment conduire sa recherche en sciences sociales*. Paris : La Découverte.
- BIHR A. & PFEFFERKORN R. (2008). *Le système des inégalités*. Paris : La Découverte.
- BOLTANSKI L. & THÉVENOT L. (1991). *De la justification : les économies de la grandeur*. Paris : Gallimard.
- BOURDIEU P. & PASSERON J.-C. (1970). *La reproduction : éléments pour une théorie du système d'enseignement*. Paris : Éd. de Minuit.
- COLEMAN J. (1967). «The concept of equality of educational opportunity». *Harvard Educational review*, n°38(1), p. 7-22.
- CUIN C.-H. (1993). *Les sociologues et la mobilité sociale*. Paris : PUF.
- DUBET F. (2010). *Les places et les chances repenser la justice sociale*. Paris : Éd. du Seuil.
- DUPRIEZ V. & DUMAY X. (2006). «Inequalities in School Systems: Effect of School Structure or of Society Structure?». *Comparative Education*, n°42(2), p. 243-260.
- DUPRIEZ V., DUMAY X. & VAUSE A. (2008). «How Do School Systems Manage Pupils' Heterogeneity?». *Comparative Education Review*, n°52(2), p. 245-273.
- DUPRIEZ V., ORIANNE J.-F. & VERHOEVEN M. (dir.) (2008). *De l'école au marché du travail, l'égalité des chances en question*. Bruxelles : Peter Lang.
- DURU-BELLAT M. (2002). *Les inégalités sociales à l'école*. Paris : PUF.
- DURU-BELLAT M. (2009). *Le mérite contre la justice*. Paris : Presses de Sciences Po.
- DURU-BELLAT M. & DUBET F. (2004). «Qu'est-ce qu'une école juste?». *Revue française de pédagogie*, n° 146, p. 105-114.
- DURU-BELLAT M. & SUCHAUT B. (2005). «Organisation and Context, Efficiency and Equity of Educational Systems: what PISA tells us». *European Educational Research Journal*, n°4(3), p. 181-194.
- GABADINHO A., RITSCHARD G., STUDER M. & MÜLLER N. S. (2011). *Mining sequence data in R with the TraMineR package: A user's guide*. Université de Genève. En ligne : <<http://mephisto.unige.ch/pub/TraMineR/doc/TraMineR-Users-Guide.pdf>> (consulté le 16 mai 2014).
- HOWELL D. C. (2008). *Méthodes statistiques en sciences humaines*. Bruxelles : De Boeck.
- MEURET D. (1999). *La justice du système éducatif*. Bruxelles : De Boeck.
- MONS N. (2004). *De l'école unifiée aux écoles plurielles : évaluation internationale des politiques de différenciation et de diversification de l'offre éducative*. Thèse de doctorat, sciences de l'éducation, université de Bourgogne.
- MONS N. (2007). *Les nouvelles politiques éducatives : la France fait-elle les bons choix ?* Paris : PUF.
- OCDE (2009a). *PISA 2006 Technical Report*. Paris : OECD Publishing.
- OCDE (2009b). *PISA data analysis manual SPSS*. Paris : OECD Publishing.
- PFEFFERKORN R. (2007). *Inégalités et rapports sociaux : rapports de classes, rapports de sexes*. Paris : La Dispute.
- THIJS B. & van de WERFHORST H. (2013). «Educational Systems and the trade-Off between Labor Market Allocation and Equality of Educational Opportunity». *Comparative Education Review*. En ligne : <<http://www.hermanvandewerfhorst.socsci.uva.nl/CER2013.pdf>> (consulté le 16 mai 2014).
- TRANNOY A. (1999). «L'égalisation des savoirs de base : l'éclairage des théories économiques de la responsabilité et des contrats». In D. Meuret, *La justice du système éducatif*. Bruxelles : De Boeck.
- VIELLE P., POCHET P. & CASSIERS I. (2005). *L'État social actif : vers un changement de paradigme ?* Bruxelles : Peter Lang.

## ANNEXE 1. STUDENT FINAL WEIGHT, REPLICATE WEIGHT ET PLAUSIBLE VALUES

Cette annexe a pour but de présenter succinctement trois aspects techniques de PISA : la pondération (*student final weight*), les *replicate weights* et les *plausible values*. Étant donné que résumer plusieurs centaines de pages en quelques paragraphes entraîne inévitablement une perte d'information, nous invitons le lecteur qui souhaite creuser cette question à consulter le *PISA Data Analysis Manual* et le *PISA 2006 Technical Report* (OCDE, 2009a, 2009b).

Le *student final weight* est un mécanisme de pondération classique qui attribue un poids différent à chaque élève ayant répondu à l'enquête PISA dans le but d'améliorer la représentativité de l'échantillon. En effet, en raison de mauvaises estimations *a priori* de la taille des écoles, de taux de réponse différents selon le type d'écoles ou d'élèves et de techniques spécifiques de stratification de l'échantillon dans certains pays, l'échantillon obtenu n'est pas parfaitement représentatif de la population des élèves de 15 ans, c'est-à-dire que certains types d'élèves (et d'écoles) sont sur-représentés, alors que d'autres types sont sous-représentés (OCDE, 2009b, p. 47-56). La pondération permet de corriger ce biais.

L'utilisation des *replicate weights* provient du fait que PISA est une enquête à deux degrés. Dans un premier temps, des écoles sont tirées au sort (avec une probabilité proportionnelle à leur nombre d'élèves). Dans un second temps, 30 élèves sont tirés au sort dans chaque école. Il en résulte que les observations (c'est-à-dire les élèves interrogés) ne sont pas statistiquement indépendantes, comme dans les enquêtes classiques reposant sur un simple tirage aléatoire, en raison du fait que les élèves d'une même école se ressemblent plus que les élèves d'écoles différentes. Par conséquent, en ne prenant pas en compte cette absence d'indépendance statistique, les procédés standards d'estimation sous-estiment les erreurs d'échantillonnages. Pour pallier ce problème, PISA propose d'utiliser la variante de Fay de la méthode *Balanced Repeated Replication*. Celle-ci peut se résumer de la manière suivante (pour plus d'informations, voir OCDE, 2009b, p. 57-75). D'abord, les écoles sont séparées aléatoirement en deux groupes de taille égale. Selon leur appartenance à l'un ou l'autre, les élèves voient leur poids augmenter ou diminuer de moitié. Cette opération a été répétée 80 fois pour obtenir 81 pondérations différentes – d'où le terme de *replicate weight*. Les 81 différentes pondérations permettent ensuite de calculer 81 « estimateurs » dont la dispersion est utilisée pour calculer l'intervalle de confiance de l'estimation. Cette méthode présente donc l'avantage de prendre en compte le caractère à deux degrés du tirage aléatoire des élèves pour estimer l'erreur d'échantillonnage.

Les *plausible values* (OCDE, 2009a, p. 143-162, 2009b, p. 93-142) sont les résultats d'un tirage aléatoire au sein de la distribution de probabilités estimant les compétences (en sciences) de l'élève – cette distribution étant calculée à partir de son résultat au test. Ce n'est pas le résultat lui-même qui est mesuré, mais la variable latente (et aléatoire) qui estime son niveau scolaire. Pour chaque élève, PISA 2006 fournit cinq *plausible values*, qui sont autant d'estimations de la variable latente du niveau de compétences en sciences. Pour obtenir des estimations non biaisées et plus précises, PISA recommande d'effectuer toutes les analyses séparément sur chacune des *plausible values* et, seulement ensuite, de calculer la moyenne des cinq estimations. La variance des cinq estimations intervient également dans le calcul de l'intervalle de confiance de l'estimation. Deux raisons justifient l'utilisation des *plausible values*. D'une part, cette approche en termes de variable latente permet d'utiliser des questionnaires différents pour les élèves – et donc de couvrir un champ plus large de compétences évaluées sans devoir utiliser un questionnaire trop long qui mènerait à une lassitude de la part des répondants. D'autre part, l'utilisation des *plausible values* améliore la qualité des estimateurs. Notons enfin que cette technique des *plausible values* s'applique tant à la variable continue qu'est le score des élèves, que nous utilisons pour calculer l'inégalité des chances et l'inégalité des résultats, qu'à la variable discrète qu'est le niveau atteint par l'élève (OCDE, 2009b, p. 133-142), que nous utilisons pour calculer l'inégalité des acquis de base.

## ANNEXE 2. INÉGALITÉS EN MATHÉMATIQUES ET EN CULTURE ÉCRITE

Tableau 3. Niveau des différentes inégalités scolaires dans les pays de l'OCDE, sur la base des résultats en mathématiques de l'enquête PISA

Pays	Inégalité des chances <sup>1</sup>			Inégalité des résultats <sup>2</sup>			Inégalité des acquis de base <sup>3</sup>		
<b>Séparation</b>	<b>0,411</b>			<b>95,3</b>			<b>18,4 %</b>		
Allemagne	0,407	0,442	0,477	94,1	99,1	104,1	17,3 %	20,0 %	22,8 %
Autriche	0,315	0,369	0,424	93,6	98,1	102,6	17,5 %	20,2 %	22,9 %
Belgique	0,396	0,423	0,450	99,6	106,1	112,7	15,5 %	17,5 %	19,6 %
Hongrie	0,451	0,484	0,517	87,2	91,0	94,8	19,2 %	21,3 %	23,4 %
Irlande	0,330	0,369	0,408	79,1	82,0	85,0	14,1 %	16,5 %	19,0 %
Luxembourg	0,401	0,422	0,443	91,5	93,4	95,3	21,8 %	23,0 %	24,2 %
Pays-Bas	0,352	0,394	0,436	84,3	88,6	92,9	9,6 %	11,7 %	13,7 %
République tchèque	0,367	0,402	0,437	99,1	103,2	107,3	16,9 %	19,4 %	21,8 %
Suisse	0,337	0,366	0,394	94,2	97,4	100,6	11,9 %	13,7 %	15,4 %
Slovaquie	0,389	0,440	0,491	89,7	94,5	99,4	19,0 %	21,1 %	23,1 %
<b>Intégration uniforme</b>	<b>0,384</b>			<b>92,7</b>			<b>28,8 %</b>		
Espagne	0,328	0,360	0,391	86,7	88,9	91,1	22,8 %	24,9 %	27,0 %
France	0,422	0,462	0,501	91,7	95,6	99,4	19,9 %	22,5 %	25,1 %
Grèce	0,349	0,394	0,439	87,6	92,3	97,1	29,8 %	32,5 %	35,2 %
Italie	0,269	0,296	0,323	92,5	95,8	99,1	31,3 %	33,1 %	34,8 %
Portugal	0,370	0,408	0,446	86,8	90,7	94,5	28,1 %	31,0 %	33,9 %
<b>Intégration à la carte</b>	<b>0,362</b>			<b>89,1</b>			<b>17,3 %</b>		
Australie	0,317	0,340	0,362	85,9	88,0	90,1	12,0 %	13,2 %	14,3 %
États-Unis	0,391	0,427	0,464	86,0	89,7	93,5	24,9 %	28,3 %	31,7 %
Canada	0,256	0,281	0,305	83,7	85,8	87,9	9,7 %	10,9 %	12,2 %
Nouvelle-Zélande	0,359	0,384	0,410	90,9	93,3	95,6	12,5 %	14,2 %	15,9 %
Royaume-Uni	0,345	0,376	0,407	86,3	88,9	91,5	18,3 %	19,9 %	21,6 %
<b>Intégration individualisée</b>	<b>0,326</b>			<b>88,1</b>			<b>15,0 %</b>		
Corée du Sud	0,279	0,331	0,384	86,4	92,6	98,7	6,9 %	8,9 %	11,0 %
Danemark	0,323	0,361	0,398	81,8	84,8	87,8	11,8 %	13,8 %	15,8 %
Finlande	0,286	0,316	0,346	78,9	80,9	82,9	4,8 %	6,0 %	7,3 %
Islande	0,252	0,284	0,315	85,9	88,1	90,2	15,5 %	17,0 %	18,4 %
Japon	0,275	0,307	0,339	86,9	91,0	95,1	10,9 %	13,2 %	15,4 %
Norvège	0,249	0,288	0,327	88,8	91,6	94,4	20,1 %	22,5 %	24,8 %
Pologne	0,353	0,381	0,410	84,2	86,5	88,8	18,3 %	20,1 %	21,8 %
Suède	0,312	0,341	0,369	86,9	89,7	92,5	16,6 %	18,5 %	20,5 %

Notes : les nombres en petits caractères indiquent les bornes des intervalles de confiance (niveau de confiance de 95 %) et les moyennes pour chaque modèle sont indiquées en caractères gras ; 1 : mesurée par le coefficient de corrélation de Pearson entre la compétence des élèves en mathématiques (mesurée par les *plausible values*) et l'indice PISA de statut économique, social et culturel ; 2 : mesurée par l'écart-type des compétences des élèves en mathématiques (également mesuré par les *plausible values*) ; 3 : mesurée par la proportion d'élèves dont le niveau en mathématiques est inférieur au niveau 2 tel que défini par PISA (également mesuré par les *plausible values*).

Tableau 4. Niveau des différentes inégalités scolaires dans les pays de l'OCDE, sur la base des résultats en culture écrite de l'enquête PISA

Pays	Inégalité des chances <sup>1</sup>			Inégalité des résultats <sup>2</sup>			Inégalité des acquis de base <sup>3</sup>		
<b>Séparation</b>	<b>0,389</b>			<b>102,4</b>			<b>20,2 %</b>		
Allemagne	0,363	0,399	0,434	106,7	111,9	117,2	17,2 %	20,2 %	23,2 %
Autriche	0,304	0,359	0,414	102,0	108,2	114,5	18,8 %	21,7 %	24,6 %
Belgique	0,370	0,399	0,428	104,5	110,0	115,5	17,4 %	19,6 %	21,7 %
Hongrie	0,402	0,441	0,479	89,7	94,4	99,0	18,4 %	20,7 %	22,9 %
Irlande	0,313	0,351	0,389	88,8	92,4	96,1	10,2 %	12,3 %	14,4 %
Luxembourg	0,430	0,453	0,476	98,1	100,2	102,3	22,0 %	23,1 %	24,2 %
Pays-Bas	0,329	0,370	0,412	91,8	96,6	101,5	13,0 %	15,3 %	17,6 %
République tchèque	0,316	0,354	0,392	105,6	111,3	117,0	22,0 %	25,0 %	28,0 %
Suisse	0,347	0,374	0,402	90,6	94,1	97,6	14,8 %	16,6 %	18,4 %
Slovaquie	0,334	0,386	0,438	100,1	105,1	110,0	25,5 %	28,0 %	30,5 %
<b>Intégration uniforme</b>	<b>0,350</b>			<b>100,6</b>			<b>25,5 %</b>		
Espagne	0,288	0,324	0,360	86,6	88,8	91,1	24,0 %	25,9 %	27,8 %
France	0,364	0,405	0,446	98,6	104,0	109,3	18,9 %	21,9 %	24,9 %
Grèce	0,277	0,327	0,376	96,9	102,7	108,4	25,1 %	27,9 %	30,8 %
Italie	0,244	0,273	0,302	105,3	108,8	112,2	24,7 %	26,6 %	28,5 %
Portugal	0,385	0,423	0,461	94,3	98,8	103,3	22,2 %	25,1 %	28,0 %
<b>Intégration à la carte</b>	<b>0,347</b>			<b>99,3</b>			<b>14,6 %</b>		
Australie	0,321	0,343	0,365	91,8	93,8	95,7	12,3 %	13,5 %	14,7 %
États-Unis	NA	NA	NA	NA	NA	NA	NA	NA	NA
Canada	0,284	0,309	0,333	93,4	96,3	99,1	9,8 %	11,1 %	12,4 %
Nouvelle-Zélande	0,355	0,387	0,418	102,1	105,2	108,3	12,9 %	14,6 %	16,4 %
Royaume-Uni	0,319	0,349	0,379	98,5	101,9	105,3	17,6 %	19,2 %	20,8 %
<b>Intégration individualisée</b>	<b>0,286</b>			<b>95,2</b>			<b>15,1 %</b>		
Corée du Sud	0,206	0,257	0,308	83,0	88,3	93,6	4,1 %	5,9 %	7,6 %
Danemark	0,289	0,327	0,366	86,1	89,3	92,5	14,0 %	16,2 %	18,4 %
Finlande	0,245	0,278	0,310	79,0	81,2	83,4	3,9 %	4,9 %	5,9 %
Islande	0,190	0,222	0,254	94,2	97,0	99,8	19,2 %	20,6 %	22,1 %
Japon	0,235	0,271	0,307	97,7	102,4	107,1	15,8 %	18,6 %	21,3 %
Norvège	0,243	0,279	0,315	101,4	105,1	108,9	20,3 %	22,6 %	24,9 %
Pologne	0,335	0,364	0,393	97,2	100,2	103,2	14,7 %	16,4 %	18,2 %
Suède	0,256	0,292	0,327	94,7	98,2	101,8	13,2 %	15,4 %	17,6 %

Notes : les nombres en petits caractères indiquent les bornes des intervalles de confiance (niveau de confiance de 95 %) et les moyennes pour chaque modèle sont indiquées en caractères gras ; 1 : mesurée par le coefficient de corrélation de Pearson entre la compétence des élèves en culture écrite (mesurée par les *plausible values*) et l'indice PISA de statut économique, social et culturel ; 2 : mesurée par l'écart-type des compétences des élèves en culture écrite (également mesuré par les *plausible values*) ; 3 : mesurée par la proportion d'élèves dont le niveau en culture écrite est inférieur au niveau 2 tel que défini par PISA (également mesuré par les *plausible values*).

### ANNEXE 3. MODÈLE DE MONS ET CARACTÉRISTIQUES DES SYSTÈMES SCOLAIRES

La typologie de Nathalie Mons (2004, 2007) est une modélisation des politiques éducatives centrée sur la question de la gestion de l'hétérogénéité des élèves. Quatre groupes de pays sont identifiés selon la manière dont sont traités les élèves en difficulté scolaire dans l'enseignement primaire et secondaire.

Dans les pays du modèle de la séparation, les élèves sont séparés selon leur niveau académique. Ainsi, le tronc commun est court, des classes de niveau peuvent être mises en place dès le primaire et, dans le secondaire, les élèves sont répartis en filières hiérarchisées. Par ailleurs, les taux de redoublement sont plutôt élevés.

Les autres pays appartiennent aux modèles d'intégrations, qui (au moins en théorie) maintiennent ensemble les élèves même s'ils sont de niveaux différents. Mons identifie trois modèles différents d'intégration : l'intégration individualisée, l'intégration à la carte et l'intégration uniforme.

Le modèle de l'intégration individualisée est celui qui concrétise le mieux cet idéal d'intégration : les élèves ne redoublent pas, ils ne sont pas orientés dans des filières différentes et la pratique des classes de niveau est (très) peu répandue. Les classes sont hétérogènes selon le critère de performance académique, ce qui est possible parce que les élèves bénéficient d'une aide individualisée.

Le modèle de l'intégration à la carte ne pratique que très rarement le redoublement et n'est pas organisé en filières clairement définies et hiérarchisées. Cependant, surtout dans l'enseignement secondaire, le regroupement, par discipline, des élèves en classes de niveau est fréquent. Les élèves suivent donc un programme à la carte au sein d'une « filière unique », d'où le nom d'intégration « à la carte ». Les programmes d'aide individuelle existent, mais ils sont moins développés et répandus que dans le modèle de l'intégration individualisée.

Enfin, le modèle de l'intégration uniforme est défini par la pratique intensive du redoublement. Dans ce modèle, les filières n'ont pas d'existence précoce, les classes de niveau sont peu répandues (même si elles existent parfois de manière officieuse), et l'aide individualisée est très peu développée. La « gestion » des élèves plus faibles passe donc par l'usage massif du redoublement.

Pour illustrer ces différents modèles, nous présentons dans le tableau 5 des variables caractérisant les systèmes scolaires des pays qui peuvent être considérées comme des indices des modèles. Ces indicateurs, provenant principalement de PISA 2006, ont été calculés avec le *student final weight* et les *replicate weights* – et ce même quand ils sont mesurés au niveau des écoles, ce qui permet, conformément aux recommandations de PISA (OCDE, 2009b, p. 143-148), d'obtenir des résultats pondérés sur les élèves plutôt que sur les écoles. Précisons cependant qu'en raison de leur caractère parfois rudimentaire ou partiel, ces mesures ne présentent pas toujours de très bonnes fiabilité et validité. De plus, certaines caractéristiques de la typologie de Mons, telles que l'aide individualisée et le redoublement en primaire, n'ont pas pu être mesurées. C'est pourquoi nous avons préféré conserver le modèle de Mons et non utiliser directement ces variables dans nos analyses.

Les taux de redoublement en secondaire (inférieur et supérieur) sont les proportions d'élèves (respectivement de secondaire supérieur et de secondaire inférieur) qui ont redoublé en 2006. Il ne s'agit donc pas de la proportion des élèves de 15 ans qui ont redoublé au moins une année au cours de leur scolarité – cette dernière information n'étant pas disponible. Le caractère manquant des données pour la France et le Japon provient du fait que pour ces pays nous ne disposons pas des informations sur les écoles, le niveau auquel cette information est collectée – d'où le fait que les données sur les classes de niveaux sont également manquantes pour ces deux pays. Les données « manquantes » pour la Finlande et la Corée du Sud résultent du fait que, dans ces deux pays, la distinction entre secondaire supérieur et inférieur n'est pas utilisée dans PISA. On peut observer que, même si les différences au sein des modèles ne sont pas négligeables, les tendances de la typologie se confirment : les taux de redoublement sont élevés dans le modèle de l'intégration uniforme, moyens dans le modèle de la séparation, faibles dans le modèle de l'intégration à la carte, et très faibles dans le modèle de l'intégration individualisée.

Tableau 5. **Caractéristiques des pays illustratives de la typologie des systèmes scolaires de Mons**

	Taux de redoublement en secondaire inférieur			Taux de redoublement en secondaire supérieur			Âge à l'orientation	Dispersion entre filières <sup>1</sup>	Recours aux classes de niveau <sup>2</sup>		
<b>Séparation</b>	<b>2,8 %</b>			<b>4,3 %</b>			<b>11,7</b>	<b>1,82</b>	<b>2,33</b>		
Allemagne	3,5 %	3,9 %	4,4 %	3,1 %	3,9 %	4,8 %	10	2,77	2,60	2,69	2,78
Autriche	2,3 %	2,8 %	3,2 %	3,2 %	4,8 %	6,5 %	10	2,25	2,72	2,83	2,95
Belgique	4,7 %	5,7 %	6,6 %	8,6 %	9,6 %	10,7 %	12	1,85	2,39	2,50	2,60
Hongrie	0,7 %	1,2 %	1,7 %	0,8 %	2,0 %	3,2 %	11	1,50	2,70	2,82	2,93
Irlande	0,1 %	0,2 %	0,2 %	1,6 %	2,1 %	2,6 %	15	1,05	1,94	1,98	2,03
Luxembourg	7,6 %	7,6 %	7,6 %	9,8 %	9,8 %	9,8 %	13	1,74	1,94	1,94	1,94
Pays-Bas	2,7 %	3,2 %	3,6 %	6,0 %	7,1 %	8,2 %	12	2,50	1,71	1,85	1,99
République tchèque	0,4 %	0,6 %	0,8 %	0,1 %	0,4 %	0,6 %	11	1,83	2,41	2,55	2,69
Suisse	2,0 %	2,3 %	2,6 %	1,4 %	2,1 %	2,8 %	12	0,62	1,71	1,81	1,91
Slovaquie	0,6 %	0,9 %	1,2 %	0,0 %	0,9 %	1,9 %	11	2,11	2,16	2,34	2,51
<b>Intégration uniforme</b>	<b>8,3 %</b>			<b>10,0 %</b>			<b>15</b>	<b>0,69</b>	<b>2,52</b>		
Espagne	15,1 %	16,0 %	16,8 %	14,4 %	15,8 %	17,2 %	16	0,00	2,33	2,42	2,50
France	-			-			15	0,62	-		
Grèce	1,3 %	2,4 %	3,5 %	0,0 %	1,4 %	3,6 %	15	0,66	2,08	2,35	2,62
Italie	1,0 %	1,9 %	2,9 %	3,9 %	5,8 %	7,7 %	14	1,65	2,43	2,66	2,89
Portugal	11,6 %	12,8 %	14,1 %	15,0 %	17,0 %	18,9 %	15	0,54	2,53	2,66	2,80
<b>Intégration à la carte</b>	<b>2,1 %</b>			<b>2,1 %</b>			<b>15,4</b>	<b>0,12</b>	<b>2,05</b>		
Australie	0,2 %	0,2 %	0,3 %	0,4 %	0,5 %	0,7 %	16	0,54	2,06	2,10	2,13
États-Unis	4,7 %	6,3 %	7,9 %	3,3 %	4,4 %	5,5 %	16	0,00	2,01	2,09	2,16
Canada	3,4 %	4,1 %	4,7 %	3,3 %	3,9 %	4,5 %	13	0,00	1,98	2,04	2,10
Nouvelle-Zélande	0,0 %	0,1 %	0,1 %	1,0 %	1,4 %	1,7 %	16	0,00	2,04	2,09	2,14
Royaume-Uni	0,0 %	0,0 %	0,0 %	0,0 %	0,0 %	0,1 %	16 <sup>3</sup>	0,07	1,90	1,93	1,97
<b>Intégration individualisée</b>	<b>0,5 %</b>			<b>0,5 %</b>			<b>15,8</b>	<b>0,30</b>	<b>2,67</b>		
Corée du Sud	0,0 %	0,0 %	0,0 %	-			-	0,92	1,73	2,27	2,82
Danemark	0,0 %	0,1 %	0,2 %	0,0 %	0,0 %	0,0 %	16	0,50	2,75	2,83	2,91
Finlande	0,2 %	0,3 %	0,4 %	-			16	0,00	2,59	2,67	2,76
Islande	0,4 %	0,4 %	0,4 %	0,0 %	0,0 %	0,0 %	16	0,01	2,63	2,63	2,64
Japon	-			-			-	0,91	-		
Norvège	0,0 %	0,0 %	0,0 %	0,0 %	0,0 %	0,0 %	16	0,00	2,88	2,91	2,95
Pologne	1,8 %	2,2 %	2,6 %	0,0 %	1,6 %	3,4 %	15	0,00	2,77	2,84	2,90
Suède	0,1 %	0,3 %	0,4 %	0,0 %	1,0 %	2,7 %	16	0,07	2,46	2,55	2,65

Notes : les nombres en petits caractères indiquent les bornes des intervalles de confiance (niveau de confiance de 95 %) et les moyennes de chaque modèle sont indiquées en caractères gras ; 1 : entropie de Shannon mesurant l'ampleur de la dispersion des élèves de 15 ans en filières différentes ; 2 : moyenne pondérée de la fréquence du recours aux classes de niveau par les écoles. Plus l'indicateur est faible, plus nombreux sont les élèves scolarisés dans des écoles qui recourent aux classes de niveau. Cet indicateur se situe théoriquement entre 1 (toutes les écoles pratiquent toujours les classes de niveau) et 3 (aucune école ne recourt aux classes de niveau) ; 3 : pour l'Écosse.

L'âge à l'orientation est repris de l'étude de Dupriez, Dumay et Vausse (2008). On observe une polarisation entre le modèle de la séparation, où l'orientation a lieu vers 12 ans, et les modèles d'intégrations, où l'orientation a lieu vers 16 ans.

La mesure de la dispersion entre filières des élèves de 15 ans a été calculée à partir des données PISA 2006. Pour chaque élève, nous savons la filière dans laquelle il est inscrit\*. Pour mesurer l'ampleur de la séparation des élèves de 15 ans dans différentes filières, nous avons utilisé une mesure *ad hoc* de la dispersion d'une variable qualitative : l'entropie de Shannon. Cette dernière se calcule de la manière suivante (Gabadinho, Ritschard, Studer *et al.*, 2011) :

$$h(p_1, \dots, p_s) = - \sum_{i=1}^s p_i \log_2(p_i)$$

$h(p_1, \dots, p_s)$  est l'entropie de Shannon d'une variable nominale (la filière suivie) comprenant  $s$  catégories (filières) différentes.  $p_i$  est la proportion d'élèves inscrits dans la filière  $i$ . L'entropie de Shannon est donc l'opposé de la somme des produits de la proportion d'élèves inscrits dans chaque catégorie par son logarithme en base 2. Cette mesure peut sembler technique, mais son interprétation est simple puisqu'elle vaut 0 quand il n'y a qu'une seule catégorie (tous les élèves sont scolarisés dans la même filière) et elle augmente avec le nombre de catégories et quand la distribution entre catégories se fait plus équitablement. Cette dernière propriété rend compte du fait qu'une situation où 99 % des élèves sont scolarisés dans une filière et 1 % dans une autre est moins ségréguée qu'une situation où chaque filière scolarise la moitié des élèves. Logiquement, il en ressort également une opposition entre le modèle de la séparation et les modèles d'intégrations.

Le recours aux classes de niveau, comme le taux de redoublement, est mesuré au niveau des écoles. Chaque école indique si elle a recours toujours (codé 1), parfois (codé 2) ou jamais (codé 3) à cette pratique. L'indicateur présenté ici (la moyenne, pondérée par le nombre d'élèves, de la réponse des écoles à cette question) est donc peu précis et s'interprète de manière relativement peu intuitive : plus il est faible, plus l'usage des classes de niveau est répandu. On peut tout de même observer que, conformément à la typologie de Mons, c'est dans le modèle de l'intégration à la carte (et dans certains pays du modèle de la séparation) que la pratique des classes de niveau est la plus répandue.

\* Nous avons regroupé certaines filières de sorte que des différences basées uniquement sur le niveau du secondaire (par exemple, *gymnasium lower secondary* et *gymnasium upper secondary*) ou l'aire géographique (par exemple, l'enseignement technique en Flandre et l'enseignement technique en Wallonie) n'augmentent pas artificiellement cette mesure de la dispersion des élèves en filières.