



HAL
open science

Impact des facteurs de ségrégation et du financement sur l'équité des systèmes éducatifs européens. Quelques leçons statistiques de l'enquête PISA 2015

Nico Hirtt

► **To cite this version:**

Nico Hirtt. Impact des facteurs de ségrégation et du financement sur l'équité des systèmes éducatifs européens. Quelques leçons statistiques de l'enquête PISA 2015. *L'école démocratique*, 2017, 70. hal-01963491

HAL Id: hal-01963491

<https://hal.science/hal-01963491>

Submitted on 21 Dec 2018

HAL is a multi-disciplinary open access archive for the deposit and dissemination of scientific research documents, whether they are published or not. The documents may come from teaching and research institutions in France or abroad, or from public or private research centers.

L'archive ouverte pluridisciplinaire **HAL**, est destinée au dépôt et à la diffusion de documents scientifiques de niveau recherche, publiés ou non, émanant des établissements d'enseignement et de recherche français ou étrangers, des laboratoires publics ou privés.

Public Domain

Impact des facteurs de ségrégation et du financement sur l'équité des systèmes éducatifs européens

Quelques leçons statistiques de l'enquête PISA 2015

L'école démocratique, n°70, juin 2017

Nico Hirtt

Appel pour une école démocratique

Résumé

La corrélation statistique entre la ségrégation sociale ou académique des élèves d'une part, l'inégalité sociale de leurs performances d'autre part, est bien connue et bien documentée. Il subsiste cependant un doute quant aux relations causales sous-jacentes.

Pour mettre réellement en évidence l'impact des politiques éducatives et identifier celles qui pourraient être porteuses d'une plus grande équité, nous avons tenté d'isoler des caractéristiques structurelles, potentiellement génératrices de ségrégation sociale : liberté de choix d'école pour les parents, liberté de recrutement d'élèves pour les chefs d'établissement, polarisation en réseaux concurrents, orientation précoce, importance de la filiarisation,...

A partir de données issues de PISA 2015, nous avons pu montrer que ces « facteurs de ségrégation » expliquent au moins 50% (et probablement jusqu'à 65%) de la variance intra-européenne en matière d'équité sociale des performances. En y ajoutant le niveau de financement et le recours plus ou moins fréquent au redoublement, nous arrivons à un minimum de 53% (potentiellement 67 %) de variance expliquée par des facteurs « internes », essentiellement structurels. En revanche, la prise en compte de l'inégalité des revenus et du taux d'immigration, ne fait pas ou presque pas grimper le pouvoir explicatif du modèle.

Cela signifie que les caractéristiques structurelles des systèmes éducatifs — quasi-marché, filiarisation, financement —, sont les principaux vecteurs pour agir sur l'équité de l'enseignement. Et que des politiques visant, par exemple, à privilégier l'innovation pédagogique n'ont donc guère de chances de succès si elles ne sont pas combinées à d'importantes réformes structurelles.

Présentation

De nombreuses recherches ont montré l'existence de liens entre inégalités de résultats et ségrégation (Monseur et Crahay 2008, Baye et al. 2010, Allen 2010). En particulier, l'enseignement français et l'enseignement belge, qu'il soit francophone ou néerlandophone, ont en commun de figurer parmi les plus inéquitables d'Europe et parmi ceux où la ségrégation sociale des élèves est la plus poussée.

En 2014, En nous appuyant sur les résultats PISA 2012, nous avons comparé le pourcentage d'écoles socialement « ségréguées » (dont l'indice socio-économique moyen des élèves s'écarte de plus d'un demi écart-type de l'indice socio-économique du pays) avec une mesure de l'iniquité sociale des performances¹ (Hirtt 2014). La comparaison portait sur les pays² d'Europe occidentale. Le résultat (voir figure 1), montrait une forte corrélation ($R^2 = 0,52$) entre la ségrégation sociale et l'inégalité sociale des performances.

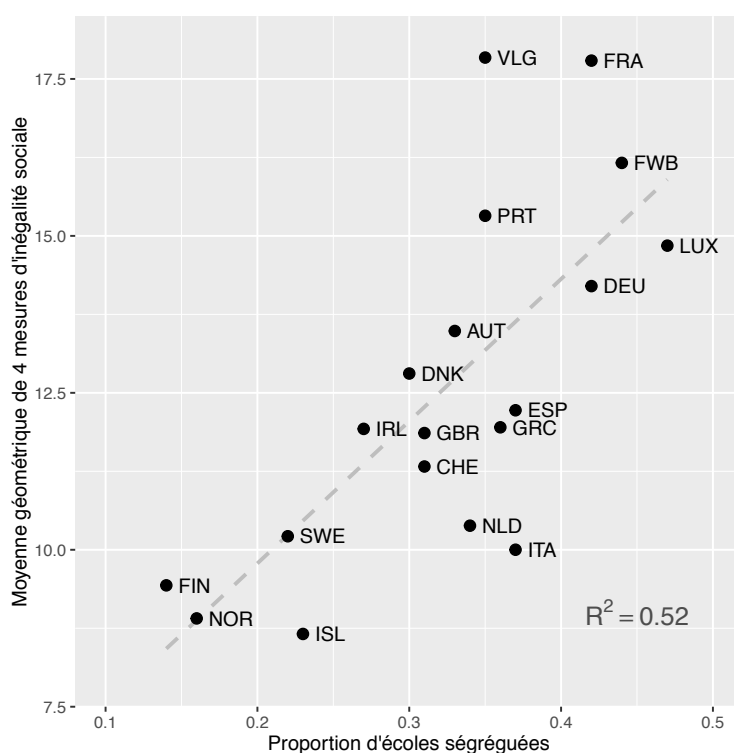


FIGURE 1 — SÉGRÉGATION SOCIALE ET INÉGALITÉS DE RÉSULTATS

Cependant, même si nous pouvons avoir l'intime conviction que la ségrégation sociale et académique des élèves engendre de l'inégalité sociale au niveau de leurs performances scolaires, l'existence d'une corrélation comme celle que nous venons de montrer ne suffit pas à établir une telle relation causale. En revanche, si l'on parvient à monter une relation entre l'équité et certaines caractéristiques structurelles, génératrices de ségrégation dans les systèmes éducatifs, alors une

¹ Il s'agissait de la moyenne géométrique de quatre mesures d'iniquité : l'effet sur les points en mathématiques d'une variation unitaire de l'indice socio-économique, la part de la variance des points pouvant être attribuée à l'origine socio-économique, l'écart de résultat entre les 25 % d'élèves les plus favorisés et les plus défavorisés, le gain en points si l'un des parents a un diplôme de l'enseignement supérieur).

² Dans l'ensemble de cette étude, les données et calculs relatifs à la Belgique ont été scindés en FWB (Fédération Wallonie Bruxelles) et VLG (Vlaamse Gemeenschap). Le terme « pays » est donc en réalité inapproprié, même si nous l'utiliserons par facilité.

relation causale est difficilement contestable : les caractéristiques des systèmes d'enseignement sont en effet chronologiquement premières.

C'est à un exercice de ce genre que nous nous étions déjà livré en 2007, en comparant le niveau d'iniquité des systèmes éducatifs avec, d'une part, le degré de liberté de choix de parents et, d'autre part, l'âge de la première sélection hiérarchisante. Nous avons pu montrer que ces deux caractéristiques expliquaient près de deux tiers de la variance de la détermination sociale des performances en mathématiques. (Hirtt, 2007)

L'imbroglie hollandais

Notre article de 2007 ne concernait que 15 pays d'Europe occidentale. Dans la présente étude nous avons voulu étudier l'impact des facteurs générateurs de ségrégations en élargissant l'analyse à l'ensemble des pays européens. Nous avons toutefois dû omettre deux pays. Malte, tout d'abord, parce que certaines données étaient manquantes. Mais surtout les Pays Bas, qui requièrent une explication.

Dès la première phase de la recherche, nous avons remarqué que le système d'enseignement hollandais occupe une place à part dans les statistiques : il semble être le seul qui parvienne à laisser une grande liberté au marché scolaire et à pratiquer une sélection précoce, sans que se creusent démesurément les écarts dans les acquis en fonction de l'origine sociale. Les Pays-Bas seraient-ils l'exception qui fait mentir la statistique ? Les Bataves auraient-ils trouvé la recette miraculeuse d'un enseignement combinant liberté, méritocratie et équité ?

Cet espoir s'effondre malheureusement, lorsqu'on examine de plus près les conditions de réalisation des enquêtes PISA. Les experts du Consortium PISA commencent par sélectionner, sur une base aléatoire, un échantillon représentatif d'au moins 150 établissements scolaires accueillant des élèves de 15 ans. Dans certains pays, ces écoles sont contraintes de participer, ailleurs elles jouissent de plus de liberté et on doit alors recourir à des écoles de remplacement. Cependant, les normes de qualité concernant les données de l'enquête PISA imposent un taux de participation minimal, tant pour les établissements que pour les élèves, afin de minimiser les biais potentiels liés à la participation. On pourrait par exemple supposer que les écoles qui travaillent dans des conditions plus difficiles auraient davantage tendance à refuser leur participation à l'enquête, ce qui fausserait les résultats.

Afin de garantir une bonne représentativité de l'échantillon, les experts de l'OCDE estiment qu'il faudrait un taux de participation minimal de 85% pour les établissements sélectionnés initialement (donc maximum 15% d'établissements de remplacement après un refus). Toutefois, face à la difficulté de certains pays à atteindre cette norme, il a été décidé qu'un taux initial de participation des établissements entre 65 % et 85 % (donc avec 15 à 25% de remplacements) était encore « acceptable ».

Parmi les pays européens, presque tous ont des taux largement supérieurs au seuil de 85% et souvent proches de 100%. Deux pays sont juste sous le seuil : le Royaume Uni (84%) et la Belgique (83%). L'Italie, avec 74%, est dans les conditions « acceptables ». Seuls les Pays Bas — sans doute précisément à cause du caractère très libéral de leur enseignement — sont en-dessous du seuil de tolérance : sur les 201 établissements sélectionnés initialement, seuls 125 ont acceptés de participer à l'enquête PISA, soit 63%. (OCDE, 2016)

En toute rigueur, les résultats hollandais ne devraient donc pas être considérés comme « acceptables ». Néanmoins, en retirant purement et simplement les Pays Bas de notre étude, nous encourrions le reproche d'avoir « arrangé les données » pour les faire coller à nos modèles. Nous avons donc pris le parti de conserver l'ensemble des pays. Cependant, nous mentionnerons régulièrement les résultats obtenus avec et sans les Pays Bas.

Une mesure de l'équité des systèmes éducatifs

Nous commençons par construire un indice composite, permettant de mesurer l'équité sociale de l'École, c'est-à-dire **la capacité des systèmes éducatifs à rendre les acquis cognitifs des élèves statistiquement indépendants de leur origine sociale**. Sous cette définition, l'équité se distingue de l'égalité des résultats, c'est-à-dire de la capacité des systèmes éducatifs à réduire l'écart entre les acquis des élèves. L'iniquité sociale de l'École apparaît lorsque l'inégalité se trouve corrélée à l'origine sociale des élèves, c'est-à-dire lorsqu'elle devient inégalité sociale devant les acquis scolaires.

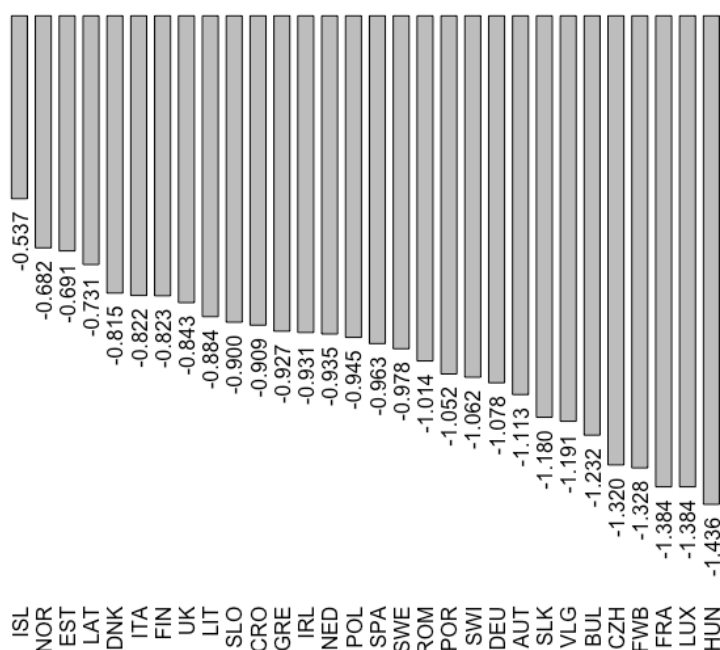


FIGURE 2 — INDICE D'ÉQUITÉ DES SYSTÈMES ÉDUCATIFS EUROPÉENS

Pour constituer notre indice, nous avons combiné trois mesures de l'iniquité basées sur les enquêtes PISA 2015 :

- l'écart entre les scores PISA moyens des élèves du premier et du dernier quartile socio-économique ;
- le coefficient de détermination (R^2) de la corrélation entre le score PISA et l'indice socio-économique³, c'est-à-dire la part de la variance du score « expliquée » par l'origine sociale ;
- l'effet d'une variation unitaire de l'indice socio-économique sur le score PISA, multiplié par l'écart-type de cet indice pour le pays concerné.⁴

Chacune de ces trois valeurs est d'abord calculée pour les trois domaines disciplinaires de PISA — mathématiques, sciences, lecture — avant d'en retenir la moyenne. Nous procédons ensuite à une analyse factorielle en composantes principales pour construire un unique « indice d'équité ».

Les valeurs de cet indice sont négatives. Un indice d'équité égal à zéro, équivaldrait à une situation hypothétique où il n'y aurait aucune relation entre l'origine sociale et les scores PISA. Pour les pays européens sous étude, les indices les plus élevés (donc les plus proches de zéro) sont ceux de l'Islande (-0,54) et de la Norvège (-0,68). L'indice d'équité le plus faible est celui de la

³ Sauf mention contraire, l'indice socio-économique dans cette étude est l'indice ESCS, *Economic, Social and Cultural Scale*, des enquêtes PISA.

⁴ En effet, dans un pays où cet effet serait important mais où l'écart-type des indices ESCS serait très faible, il n'y aurait en réalité pas de grande inégalité sociale dans le système éducatif. Et inversement.

Hongrie (-1,44). La France (-1,38), la Fédération Wallonie-Bruxelles (-1,33) et la Flandre (-1,19) occupent respectivement les troisième, quatrième et septième plus mauvaises places de ce classement.

L'équité ne nuit pas aux performances

On suspecte parfois les systèmes éducatifs les plus équitables d'être moins performants que les autres. Nous avons vérifié cette hypothèse en comparant notre indice d'équité au score PISA moyen de chaque pays (c'est-à-dire la moyenne des scores en mathématiques, en lecture et en science).

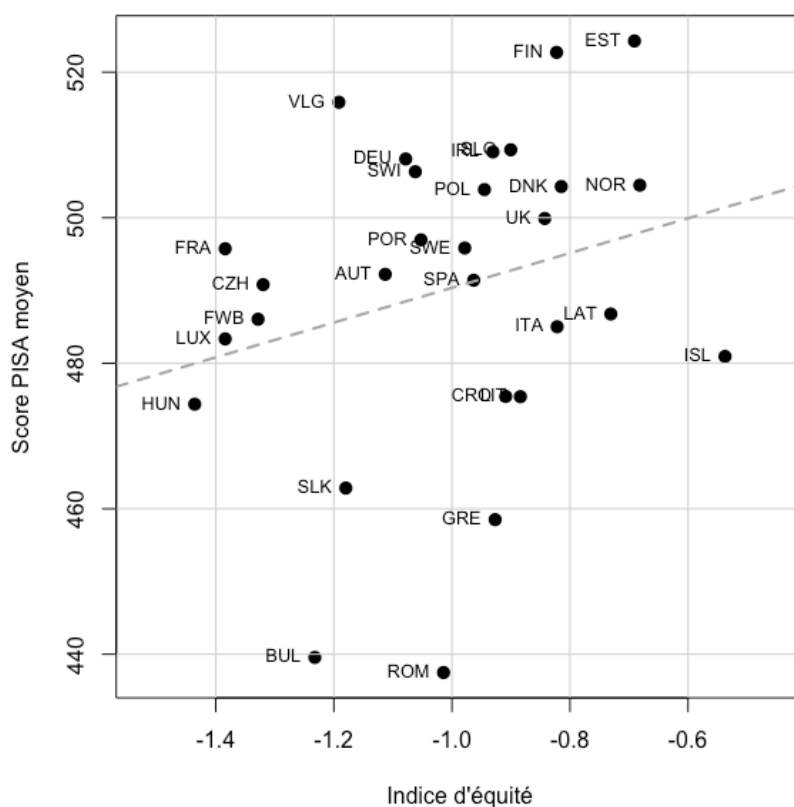


FIGURE 3 — RELATION POSITIVE ENTRE ÉQUITÉ ET PERFORMANCES MOYENNES

Le résultat est sans appel : là où la thèse du « nivellement par le bas » prévoyait une corrélation négative entre ces deux variables, on constate au contraire une légère mais nette corrélation positive ($r = +0,26$, $R^2=6,86\%$). En d'autres mots, et sans vouloir préjuger de la relation causale sous-jacente, on peut affirmer qu'équité et bonnes performances moyennes ne s'excluent pas, mais vont plutôt de pair.

Si l'on ne considère que les performances PISA des 25% d'élèves les plus favorisés, on observe certes une liaison négative avec l'indice d'équité, mais elle est pratiquement négligeable ($r=-0,16$, $R^2=2,5\%$).

Mesurer la ségrégation sociale

Il existe différentes façons de mesurer le degré de ségrégation sociale d'un système scolaire. La plus simple consiste à calculer l'écart-type (la dispersion) des indices socio-économiques moyens des écoles. Cet indice nous dit dans quelle mesure les écoles d'un pays sont semblables ou dissemblables du point de vue de leur composition sociale moyenne. Les pays nordiques affichent des écarts-types très faibles, c'est-à-dire des écoles très semblables. La France et la Flandre se situent vers le milieu du classement, alors que la FWB s'approche des systèmes les plus ségrégués.

L'inconvénient de cette mesure, c'est qu'elle tend à négliger les effets de polarisation aux extrêmes et, surtout, qu'elle est très sensible au fait que l'indice socio-économique ESCS utilisé dans les études PISA n'a pas nécessairement la même signification dans tous les pays : il s'agit d'un indice normalisé au niveau de l'OCDE et qui n'est donc forcément plus normalisé pour chacun des pays individuels.

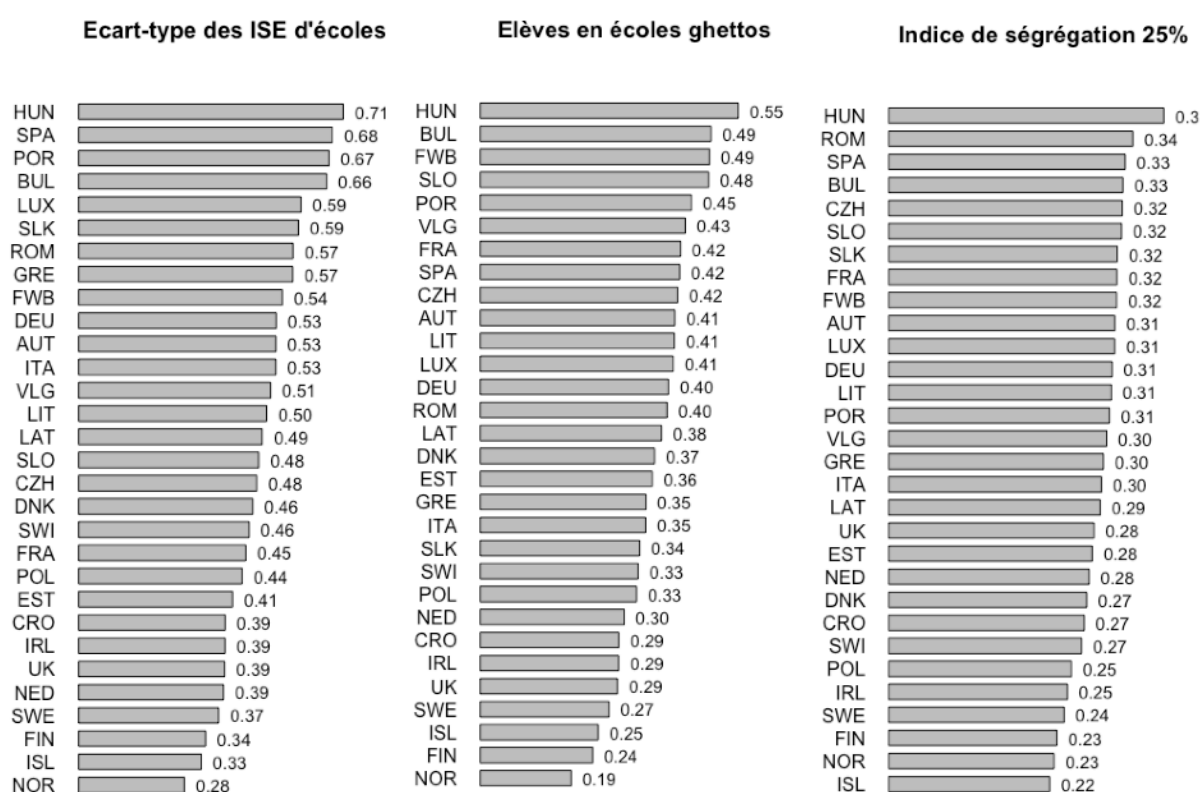


FIGURE 4 — TROIS MESURES DE LA SÉGRÉGATION SOCIALE

Une autre façon de procéder consiste à mesurer directement l'importance numérique des écoles à forte ségrégation sociale. Pour ce faire, nous identifions les établissements dont l'indice socio-économique s'éloigne de plus d'un demi écart-type de l'ISE moyen. Le pourcentage d'élèves fréquentant de telles « écoles ghettos » constitue une bonne mesure de la ségrégation sociale.

Le nouveau classement reste toujours aussi avantageux pour les pays nordiques. En revanche, la position des deux communautés belges et de la France se dégrade sensiblement.

Enfin, on peut également calculer l'indice de ségrégation de Gorard (GS), c'est-à-dire le pourcentage d'élèves d'une catégorie particulière (favorisée ou défavorisée) qu'il faudrait changer d'établissement pour obtenir leur répartition uniforme dans toutes les écoles. Nous l'avons calculé pour les élèves appartenant aux deux quartiles socio-économiques extrêmes.

Les deux derniers indices reflètent donc à la fois la ségrégation des élèves les moins favorisés dans des « ghettos de pauvres » que la ségrégation inverse en « ghettos de riches ».

Mixité sociale et équité vont de pair

Quelle que soit la façon de mesurer la ségrégation sociale entre écoles, on observe systématiquement une forte corrélation négative avec l'indice d'équité défini plus haut. Par exemple, entre le pourcentage d'élèves qui fréquentent des écoles socialement ségréguées et l'indice d'équité on observe un coefficient de détermination statistique $R^2 = 44,9\%$.

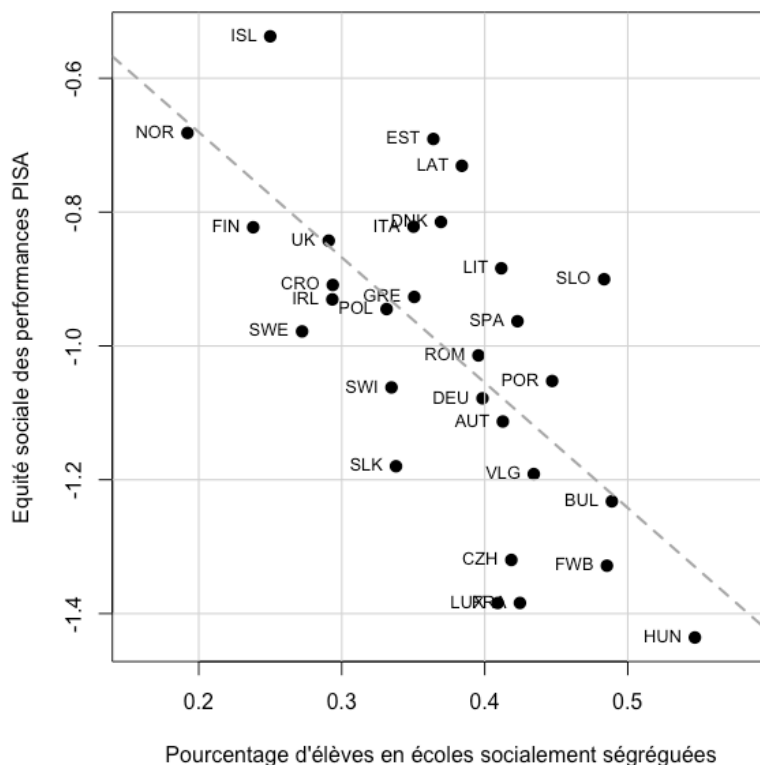


FIGURE 5 — RELATION NÉGATIVE ENTRE SÉGRÉGATION SOCIALE ET ÉQUITÉ

Si l'on mesure la ségrégation au moyen de l'écart-type des ISE scolaires, la corrélation est un peu moins forte ($R^2=35,7\%$), alors que l'indice de ségrégation SG produit une corrélation légèrement plus importante ($R^2=47,2$).

On pourrait être tenté d'en déduire que la variance des pays européens en matière d'équité s'explique pour 40% à 48% par les différences en matière de ségrégation sociale. Ou, pour le dire autrement, qu'une forte mixité sociale serait généralement garante d'une plus grande égalité des résultats. Mais ce serait aller un peu vite en besogne. Car on pourrait aussi bien imaginer une causalité inverse : dans les systèmes éducatifs où les performances des élèves sont moins liées à leur origine sociale, les parents des classes privilégiées pourraient par exemple avoir moins tendance à rechercher une école de « l'entre-soi » et les établissements scolaires « huppés » y seraient peut-être moins enclins à pratiquer une forme de sélection sociale à l'entrée. On pourrait également supposer que des caractéristiques externes — par exemple sociales ou culturelles — expliqueraient les deux phénomènes : l'iniquité des résultats et la ségrégation sociale.

Cette difficulté à interpréter la corrélation ségrégation-iniquité en termes de causalité pose un réel problème pour la prise de décisions en politique éducative : des mesures qui cherchent à diminuer la ségrégation — comme l'introduction d'un « tronc commun » de plus longue durée, dans le cadre du Pacte pour un enseignement d'excellence, en Belgique francophone — offrent-elles réellement la garantie de favoriser l'équité sociale de l'enseignement ? C'est ce que nous allons tenter d'établir plus loin.

La ségrégation n'améliore les performances de personne

Une fois de plus, il est légitime de se demander si une plus grande mixité ne s'accompagnerait pas d'une baisse des performances.

Non seulement il n'en est rien, mais on observe exactement le contraire. Quelle que soit la mesure retenue pour la ségrégation sociale, elle est systématiquement corrélée négativement avec les performances PISA. Si l'on compare par exemple l'indice de ségrégation de Gorard avec la moyenne des trois scores PISA (mathématiques, sciences, lecture), on observe une corrélation linéaire négative $r = -0,46$ ($R^2 = 20,9\%$).

Les autres mesures de ségrégation donnent des résultats qui vont dans le même sens : $r = -0,28$ pour le pourcentage d'écoles ghettos ; $r = -0,52$ pour l'écart-type des ISE scolaires. La ségrégation sociale n'est donc certainement pas garante d'un haut niveau de performances moyennes.

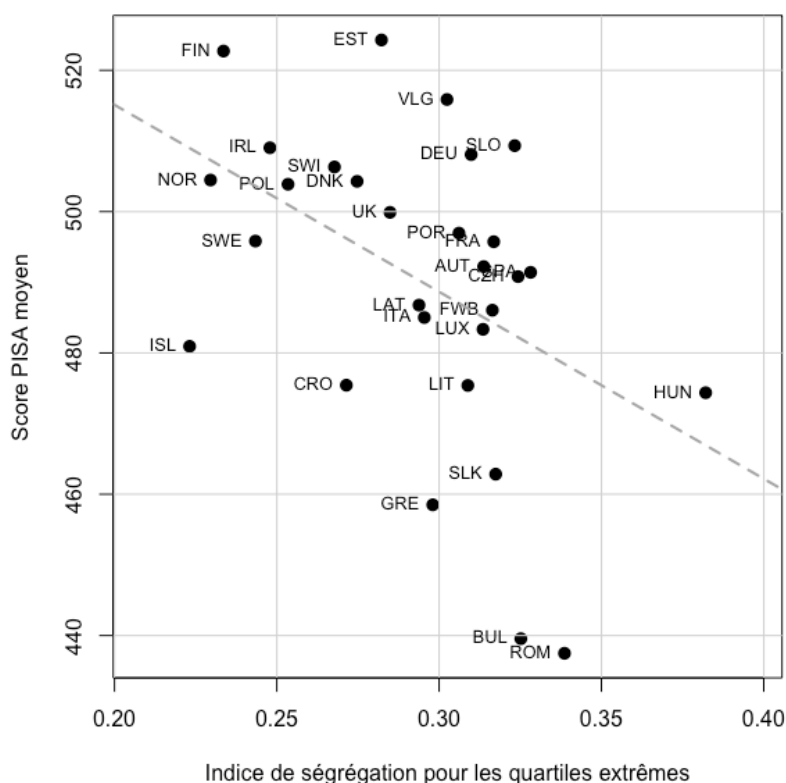


FIGURE 5 — RELATION NÉGATIVE ENTRE SÉGRÉGATION SOCIALE ET PERFORMANCES MOYENNES

Peut-on au moins supposer qu'une plus grande ségrégation sociale serait profitable aux élèves des familles les plus favorisées ? Eh bien cela ne semble pas être le cas. Même si l'on considère le score PISA moyen des seuls élèves appartenant au quartile socio-économique supérieur, on observe systématiquement une corrélation négative ($r = -0,3$ pour l'écart-type des ISE scolaires, $r = -0,19$ pour l'indice de ségrégation) ou quasiment nulle ($r = -0,03$ pour les écoles « ghettos »). En d'autres mots, si la pratique de la ségrégation sociale semble bien donner aux enfants des classes supérieures un avantage relatif par rapport aux enfants des classes populaires, elle ne leur procure en revanche aucun avantage absolu et même plutôt un léger désavantage en termes de niveaux d'apprentissage.

Identification de quelques facteurs de ségrégation

Pour sortir du débat sur la relation causale sous-jacente à la corrélation entre ségrégation et iniquité, nous allons adopter une démarche plus pragmatique. Elle consiste à identifier un certain nombre de caractéristiques organisationnelles des systèmes éducatifs, résultant directement de choix politiques et potentiellement génératrices de ségrégation. Nous examinerons ensuite si ces caractéristiques sont ou non corrélées avec le degré d'équité. Dans l'affirmative, nous n'aurons certes toujours pas de certitude sur la fait que la mixité sociale produit de l'équité, mais nous aurons au moins démontré que les politiques qui favorisent cette mixité favorisent également l'équité. Nous souhaitons en particulier examiner l'effet de deux grandes catégories de caractéristiques structurelles : celles liées à l'existence d'un libre marché scolaire (liberté de choix des parents, concurrence entre réseaux, liberté de recrutement des écoles) et celles qui génèrent une orientation hiérarchisante (précocité et ampleur du « tracking »).

Nous détaillons ci-dessous les variables retenues ainsi que leur définition.

Liberté de choix des parents (variable LIBCH)

Cet indice mesure le degré de liberté qu'ont les parents pour choisir une école (au niveau de l'enseignement primaire). Il a été construit en testant les questions ci-dessous sur base des informations fournies par le service Eurydice à propos de l'organisation de l'enseignement primaire public. Le tableau indique les points associés à chaque réponse et dont la somme constitue l'indice de liberté de choix dans l'enseignement primaire public (compris entre 0 et 1). La liberté de choix dans l'enseignement privé est posée égale à 1. Notre indice de liberté de choix LIBCH est une moyenne de ces deux valeurs, pondérées par la part relative d'enseignement public et d'enseignement privé.

Test	Question du test	OUI	NON
T1	Une école proche est systématiquement proposée aux parents	0	1
T2	T1=NON mais on applique des règles de priorité sur base de la proximité	-0,5	0
T3	T1=OUI mais les parents peuvent opter pour une autre école où il reste de la place	0,25	0
T4	T1=OUI et T3=NON mais changement possible sur base d'une demande motivée	0,15	0
T5	D'autres priorités que proximité et place peuvent limiter le choix de parents	-0,05	0

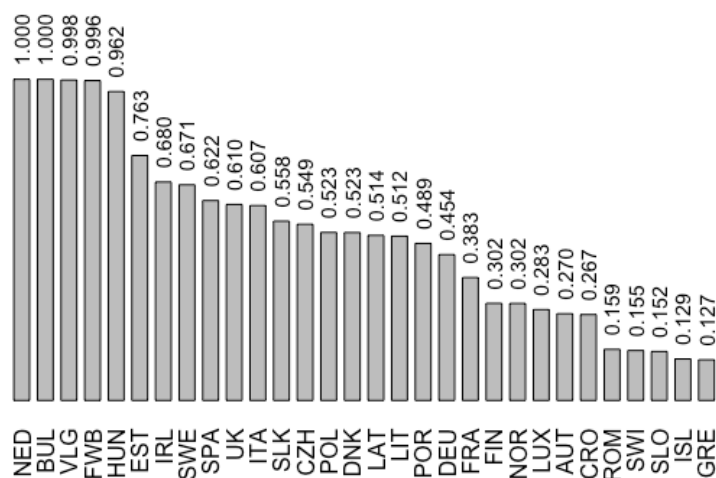


FIGURE 6 — INDICE DE LIBERTÉ DE CHOIX DES PARENTS

Polarisation en réseaux privé et public (variable POLR)

Cet indice évalue dans quelle mesure les systèmes éducatifs sont divisés en deux réseaux, privé et public, concurrents. La formule de calcul, expliquée en annexe, consiste à associer un indice de polarisation élevé aux pays où le pourcentage d'élèves de chaque réseau est proche de 50%. Au contraire un pays où presque tous les élèves fréquentent le même réseau (qu'il soit libre ou privé) aura un indice de polarisation en réseaux proche de zéro.

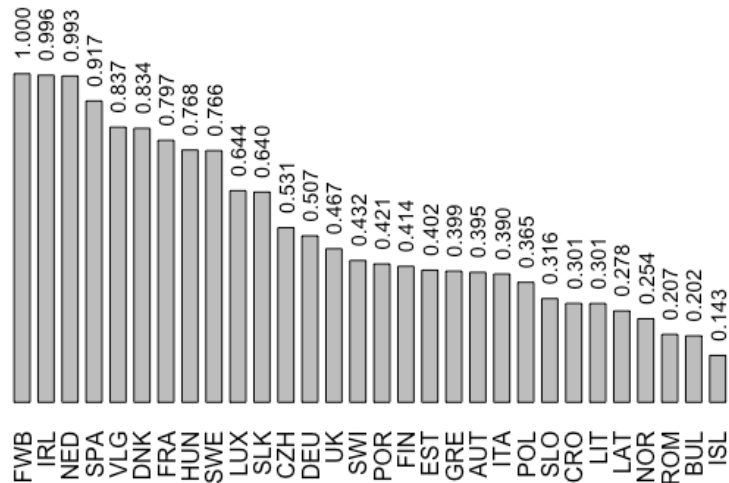


FIGURE 7 — INDICE DE POLARISATION DES RÉSEAUX

Sélection par les écoles : performances ou proximité (variable SELEC)

Dans le volet « écoles » de l'enquête PISA, il est demandé aux chefs d'établissement s'il leur arrive (« toujours », « parfois » ou « jamais ») de sélectionner les élèves sur base de leurs résultats antérieurs. On leur demande également s'il leur arrive de tenir compte du lieu de résidence des élèves pour les admettre ou les refuser. Nous considérons qu'un taux important de réponses « toujours » à la première de ces questions témoigne d'une grande liberté de recrutement de la part des écoles. Au contraire, nous supposons que les réponses « toujours » à la deuxième question indiquent l'existence d'une obligation légale d'admettre d'abord les élèves d'une zone de recrutement. Notre variable SELEC est calculée en retenant la différence entre ces deux pourcentages.

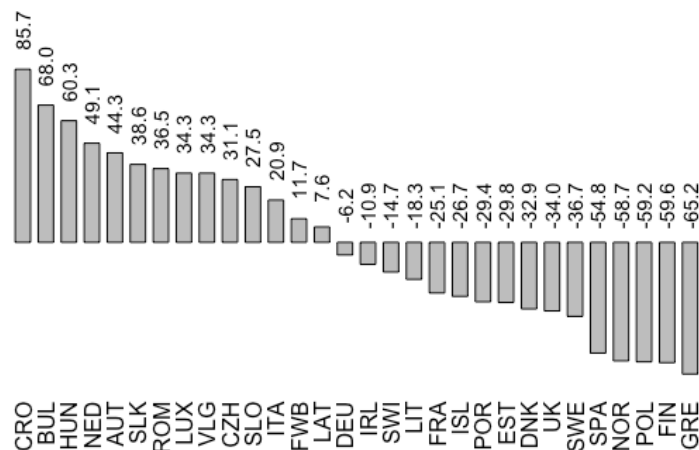


FIGURE 8 — SÉLECTION DES ÉLÈVES (+) OU PRIORITÉ À LA PROXIMITÉ (-)

Taux de filiarisation (variable TFIL)

Il s'agit du pourcentage d'élèves qui, à 15 ans, ne fréquentent plus la filière la plus nombreuse. Par exemple, en Flandre, 45% des élèves fréquentent l'ASO (l'enseignement secondaire général) à l'âge de 15 ans. 55% des élèves sont donc dans l'une des autres filières (technique, professionnel, artistique...). Le taux de filiarisation est donc de 55.

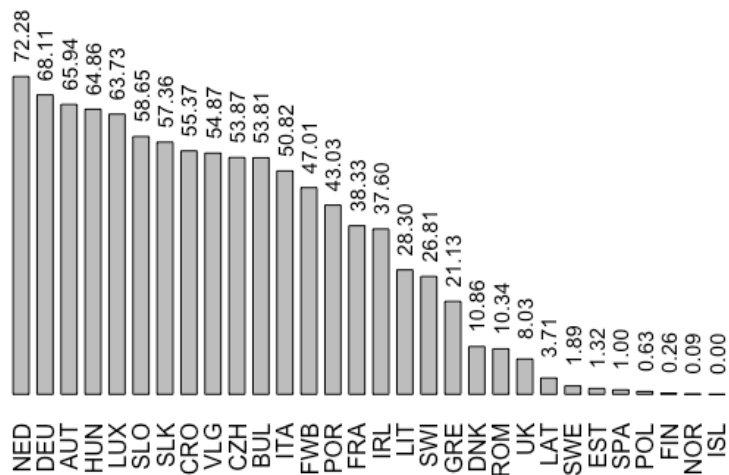


FIGURE 10 — TAUX DE FILIARISATION DE L'ENSEIGNEMENT À 15 ANS

Nombre d'années de filiarisation (variable AFIL)

Cet indice est égal au nombre d'années durant lesquelles les élèves ont été séparés en filières, avant l'âge de 15 ans quand ont lieu les enquêtes PISA. Il vaut donc 15 moins l'âge du premier « tracking » (ou zéro si cet âge est supérieur à 15). Cette mesure est établie sur base des données fournies par Eurydice.

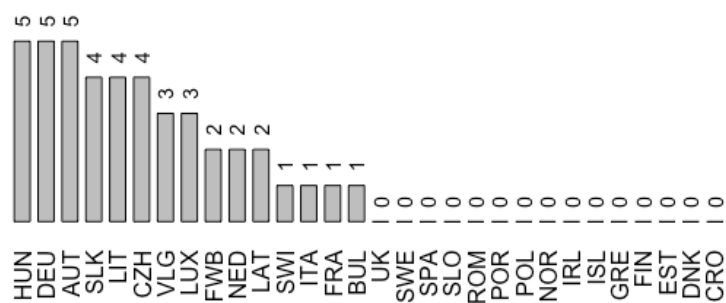


FIGURE 11 — ANNÉES DE FILIARISATION DE L'ENSEIGNEMENT AVANT 15 ANS

Le marché scolaire nuit gravement à l'équité

Nous disposons maintenant des outils qui vont permettre d'étudier l'impact des facteurs de ségrégation — quasi-marché d'une part, filiarisation d'autre part — sur l'équité des systèmes éducatifs. Nous commençons par les trois variables caractéristiques de l'organisation en quasi-marché.

Le tableau 1 indique d'abord les résultats d'une régression linéaire simple entre l'équité et chacune de ces trois variables prises séparément. Les trois coefficients directeurs sont négatifs, ce qui signifie que chacune des trois caractéristiques — liberté de choix, réseaux concurrents, sélection par les écoles — a un impact négatif sur l'équité. Les coefficients de détermination varient de 10% à 22%.

Nous procédons ensuite à une régression linéaire multiple, avec ces mêmes trois variables. Nous obtenons un coefficient de détermination R^2 assez élevé : 40,7%. Cependant, puisque notre modèle est basé sur un effectif de 30 pays seulement, il est plus prudent de se contenter ici du R^2 ajusté, qui vaut 33,9%⁵. On peut en conclure qu'au moins un tiers de la variance entre systèmes éducatifs européens en matière d'équité sociale s'explique par ces trois variables caractéristiques d'un quasi-marché scolaire. Qui plus est, si l'on exclut les Pays Bas, dont on se souviendra que l'échantillon PISA n'offre pas réellement une garantie suffisante de représentativité, ces valeurs grimpent à $R^2 = 50,9 \%$ et R^2 ajusté = 45,1 %.

A droite, dans la partie supérieure du tableau, nous indiquons l'effet marginal de chacune des variables sur le R^2 final (non ajusté) : il s'agit donc de la différence entre le R^2 de la régression à 3 variables et celui d'une régression à deux variables, c'est-à-dire sans la variable de la ligne correspondante du tableau. On notera que la somme des trois effets marginaux (36%) est inférieure aux 40,7% de la régression multivariée. Une partie de l'explication provient donc de l'interaction entre les variables. Signalons encore que l'effet marginal réduit (0,4%) de la variable « liberté de choix des parents » ne signifie pas que celle-ci n'agirait pas, mais plutôt qu'une polarisation en réseaux et une sélection des élèves par les écoles sont généralement accompagnés d'une grande liberté de choix. Dès lors, la prise en compte de cette troisième variable, n'augmente plus considérablement le pouvoir explicatif du modèle.

Modèle 1 : quasi-marché		Régression linéaire simple (une seule variable)		Effet marginal sur le R^2 de la régression multiple
		Coefficient directeur	R^2	
Variable dépendante : indice d'équité				
Variables explicatives :				
LIBCH	Liberté de choix des parents	-0,260	10,2 %	0,4 %
POLR	Polarisation en réseaux	-0,379	19,0 %	14,7 %
SELEC	Sélection des élèves par l'école	-0,002	22,0 %	20,9 %
			R^2	R^2 ajusté
Régression linéaire multiple (3 variables) pour tous les pays :			40,7 %	33,9 %
Sans les Pays-Bas :			50,9 %	45,1 %

Les coefficients de pente fournis par cette régression permettent de construire un indice unique (que nous avons ensuite normalisé de sorte que sa moyenne soit égale à 1) : nous l'appelons indice de quasi-marché (IQM).

⁵ Dans une régression linéaire portant sur des effectifs limités, le coefficient de détermination augmente mécaniquement avec le nombre de variables. Le R^2 ajusté corrige cela.

Sans surprise, la Flandre et la Fédération Wallonie-Bruxelles figurent parmi les pays dont l'indice de quasi-marché est le plus élevé. La position de la France peut sembler étonnante si l'on ne garde en tête que l'existence d'une carte scolaire relativement contraignante dans ce pays. Cependant, la polarisation en réseaux y est élevée, de même que, semble-t-il, la liberté des chefs d'établissements privés de sélectionner les élèves à l'entrée.

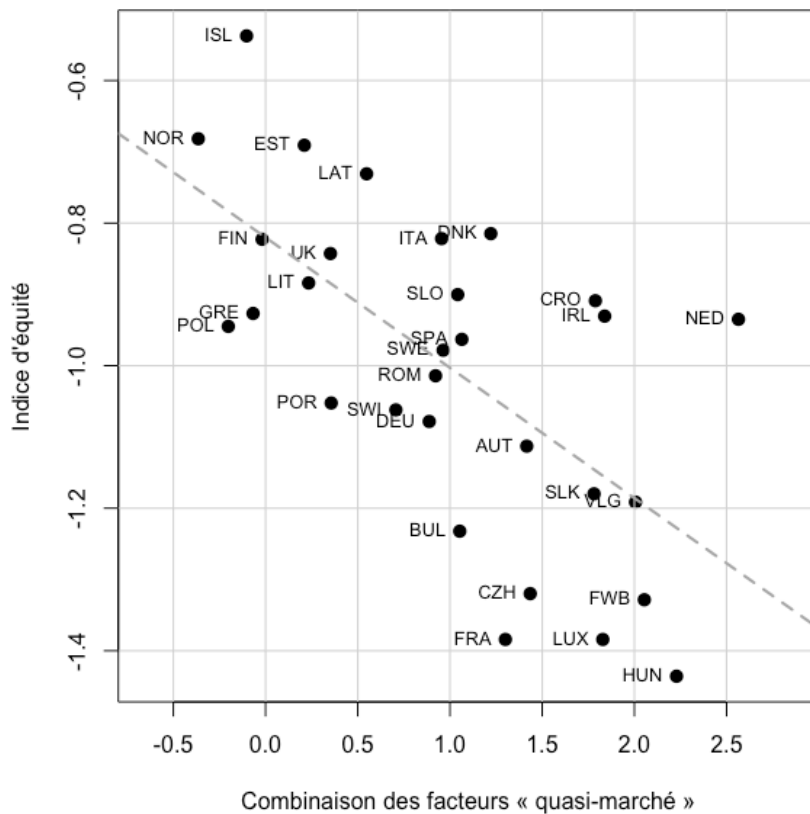


FIGURE 12 — RELATION NÉGATIVE ENTRE QUASI-MARCHÉ ET ÉQUITÉ

Un « tronc commun » de longue durée favorise l'équité

Nous recommençons le même exercice que ci-dessus, cette fois avec les variables caractéristiques du « *tracking* » : la division plus ou moins précoce et plus ou moins forte des élèves en filières hiérarchisées.

Modèle 2 : filiarisation		Régression linéaire simple (une seule variable)		Effet marginal sur le R ² de la régression multiple
		Coefficient directeur	R ²	
Variable dépendante : indice d'équité				
Variables explicatives :				
AFIL	Nombre d'années de filiarisation	-0,004	41,5 %	13,2 %
TFIL	Taux ou ampleur de la filiarisation	-0,031	31,9 %	3,6 %
			R ²	R ² ajusté
Régression linéaire multiple (2 variables) pour tous les pays :			45,1 %	41,1 %
Sans les Pays-Bas :			49,8 %	45,9 %

Prises individuellement, les deux variables AFIL et TFIL présentent une forte corrélation négative avec l'équité. Leur combinaison permet d'expliquer au moins 41 % de la variance intra-européenne de l'équité des systèmes éducatifs. Sans les Pays-Bas, le R² grimpe à 46 %

Un tronc commun de longue durée est donc bien, statistiquement, associé à une plus grande égalité des performances par origine sociale.

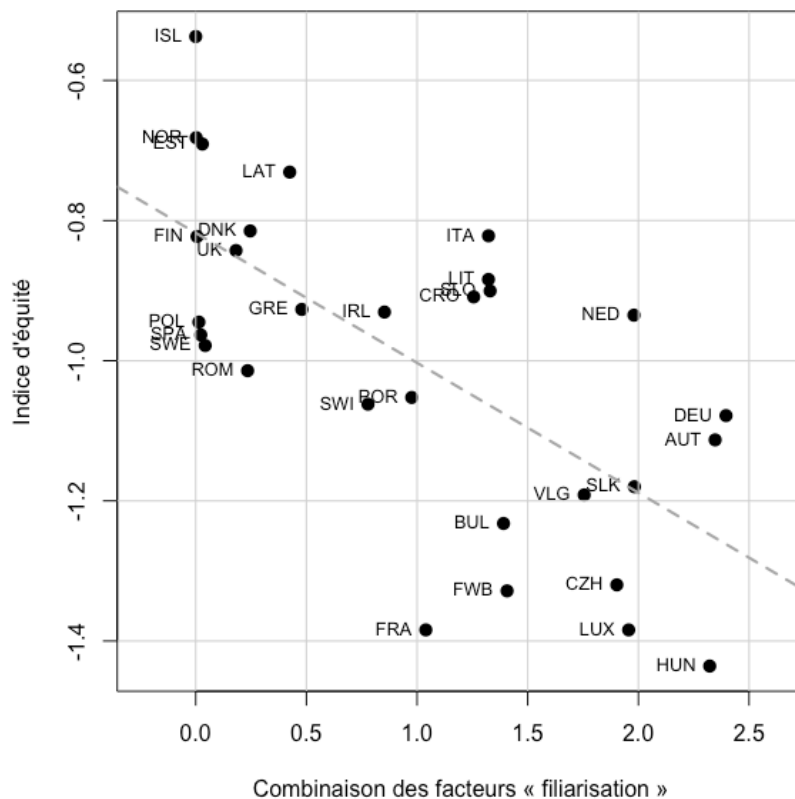


FIGURE 13 — RELATION NÉGATIVE ENTRE FILIARISATION ET ÉQUITÉ

Effet combiné des structures ségrégatives

Lorsque nous combinons l'effet des cinq variables liées à l'existence de structures potentiellement ségrégatives, nous obtenons un résultat où le doute n'est plus permis : au moins 44 % de la variance intra-européenne en matière d'équité scolaire s'explique par la combinaison des structures ségrégatives. Sans les Pays Bas, cette variance expliquée grimpe à 55,3 %.

Modèle 3 : toutes structures ségrégatives		Régression linéaire simple (une seule variable)		Effet marginal sur le R ² de la régression multiple
Variable dépendante : indice d'équité Variables explicatives :		Coefficient directeur	R ²	
LIBCH	Liberté de choix des parents	-0,260	10,2 %	0,1 %
POLR	Polarisation en réseaux	-0,379	19,0 %	6,1 %
SELEC	Sélection des élèves par l'école	-0,002	22,0 %	0,3 %
AFIL	Nombre d'années de filiarisation	-0,004	41,5 %	3,9 %
TFIL	Taux ou ampleur de la filiarisation	-0,031	31,9 %	2,8 %

	R ²	R ² ajusté
Régression linéaire multiple (5 variables) pour tous les pays :	53,4 %	43,7 %
Sans les Pays-Bas :	63,3 %	55,3 %

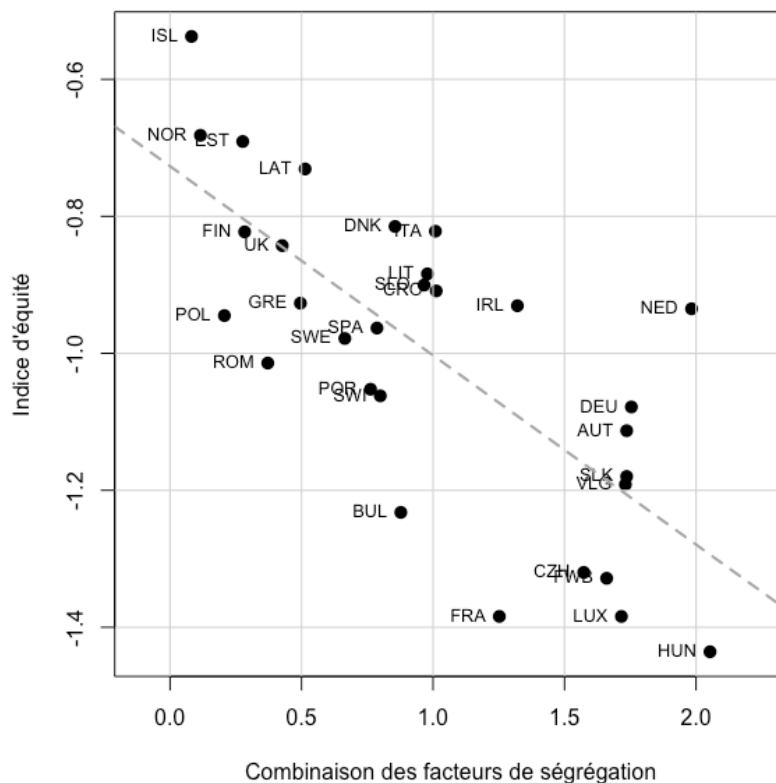


FIGURE 14 — RELATION NÉGATIVE ENTRE LES FACTEURS DE SÉGRÉGATION ET L'ÉQUITÉ

Insistons sur ce point : nous n'avons plus, ici, une corrélation entre la ségrégation et l'inégalité de résultats, qui peut être interprétée de multiples façons en termes de causalités, mais une corrélation mettant en jeu des structures potentiellement ségrégatives, c'est-à-dire des caractéristiques propres à l'organisation des systèmes éducatifs. Celles-ci résultent essentiellement de choix en matière de politique éducative. Une certaine causalité inverse n'est évidemment pas totalement exclue : l'existence d'une plus ou moins grande inégalité de performances en fonction de l'origine sociale joue peut-être sur la faisabilité politique de telle ou telle mesure visant le marché scolaire ou l'orientation des élèves. Mais on peut raisonnablement supposer que la détermination causale principale va bien des politiques éducatives vers l'équité et non l'inverse.

Financement de l'enseignement

D'autres caractéristiques des systèmes éducatifs, qui ne sont pas forcément génératrices de ségrégation sociale, pourraient influencer leur niveau d'équité. On pense notamment au financement de l'enseignement (qui influence par exemple les taux d'encadrement).

Notre indice de financement est construit en divisant le niveau relatif (par rapport à la moyenne européenne) du financement de l'enseignement primaire et du premier cycle secondaire⁶, par le niveau relatif du PIB par habitant du pays concerné (ou de la Communauté pour la Flandre et la FWB). Cet indice (FINREL) est donc proportionnel aux dépenses d'éducation par élève (primaire et début secondaire) rapportées au PIB/habitant.

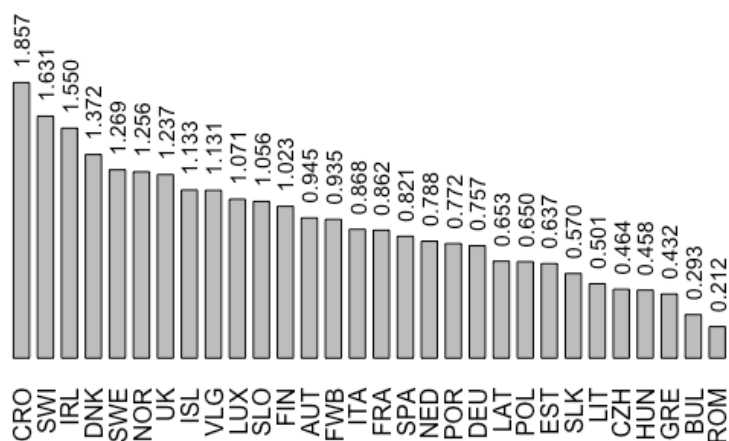


FIGURE 15 — INDICE RELATIF DE FINANCEMENT DE L'ENSEIGNEMENT

Cet indice de financement seul explique près de 7% de la variance de l'équité ($R^2 = 6,77\%$). Il s'agit, comme l'indique le signe positif du coefficient directeur, d'une corrélation positive : plus de financement produit plus d'équité. Lorsqu'on ajoute cette variable au modèle précédent, il fait gagner 6,5 points au R^2 (59,9%) et 5,8 points au R^2 ajusté (49,5 %). Mais en excluant les Pays Bas, le gain est presque de 10 points sur le R^2 ajusté, qui passe à 65,1 %.

Modèle 4 : structures ségrégatives & financement		Régression linéaire simple (une seule variable)		Effet marginal sur le R^2 de la régression multiple
		Coefficient directeur	R^2	
LIBCH	Liberté de choix des parents	-0,260	10,2 %	1,7 %
POLR	Polarisation en réseaux	-0,379	19,0 %	10,9 %
SELEC	Sélection des élèves par l'école	-0,002	22,0 %	0,9 %
AFIL	Nombre d'années de filiarisation	-0,004	41,5 %	1,1 %
TFIL	Taux ou ampleur de la filiarisation	-0,031	31,9 %	2,9 %
FINREL	Financement relatif au PIB/hab	0,161	6,77 %	6,5 %
			R^2	R^2 ajusté
Régression linéaire multiple (6 variables) pour tous les pays :			59,9 %	49,5 %
Sans les Pays-Bas :			72,6 %	65,1 %

⁶ http://ec.europa.eu/eurostat/statistics-explained/index.php/Educational_expenditure_statistics/fr

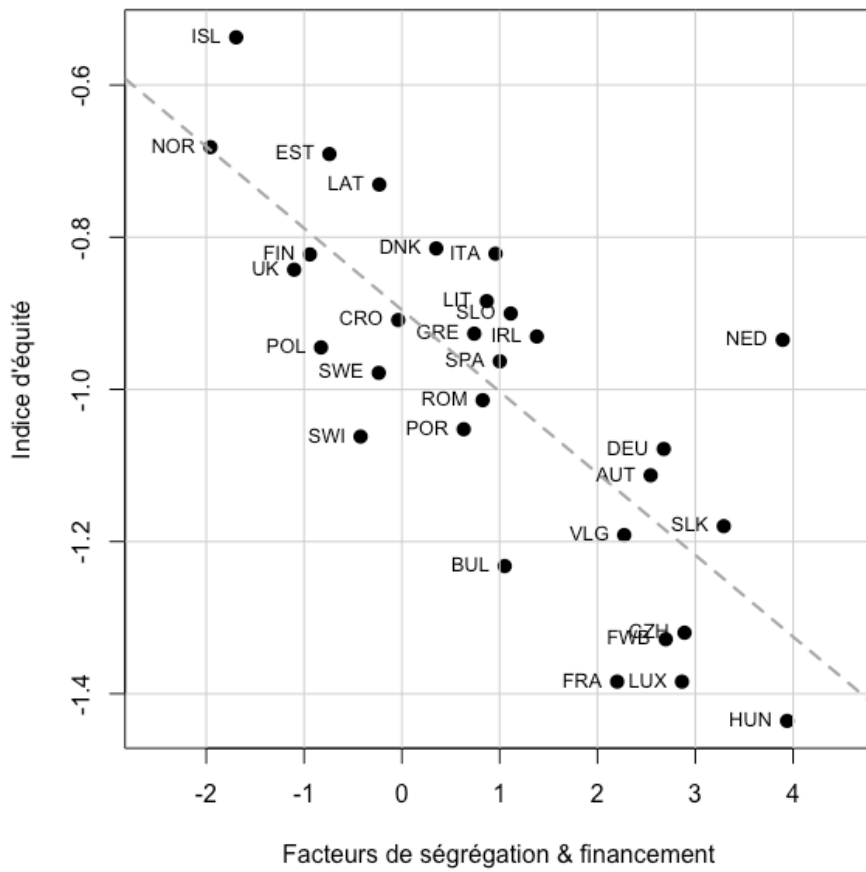


FIGURE 16 — LE FINANCEMENT DE L'ENSEIGNEMENT PRIMAIRE : UN FACTEUR IMPORTANT

Redoublement

Pour le redoublement, nous avons simplement retenu le pourcentage d'élèves de 15 ans ayant redoublé au moins une fois.

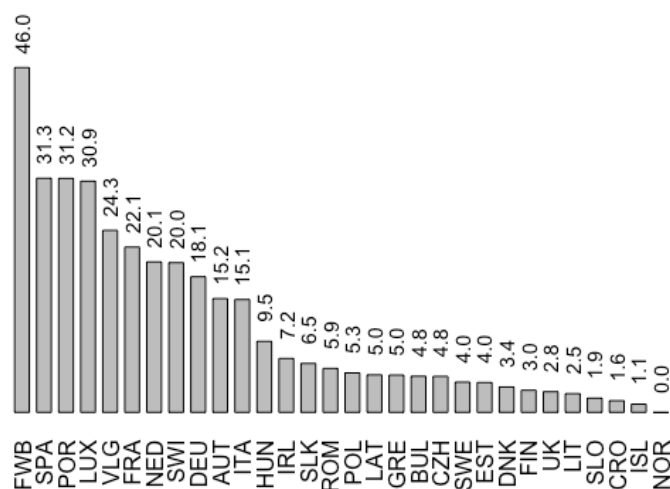


FIGURE 17 — POURCENTAGE D'ÉLÈVES AYANT REDOUBLÉ AU MOINS UNE ANNÉE À 15 ANS

On note une forte corrélation négative ($R^2 = 28,9\%$) avec l'équité des systèmes éducatifs. Ce coefficient de détermination ne doit cependant pas être interprété comme une relation causale unidirectionnelle. Assurément, la pratique du redoublement est probablement un facteur de ségrégation et donc d'iniquité. Mais inversement, l'échec des apprentissages dans les classes sociales défavorisées pourrait être de nature à favoriser des taux élevés de redoublement. Enfin, les pays (par exemple scandinaves) où le « tracking » est tardif, ont généralement peu recours au redoublement et la variable « redoublement » peut donc en cacher une autre.

Modèle 5 : structures ségrégatives & financement & redoublement		Régression linéaire simple (une seule variable)		Effet marginal sur le R^2 de la régression multiple
		Coefficient directeur	R^2	
Variable dépendante : indice d'équité				
Variables explicatives :				
LIBCH	Liberté de choix des parents	-0,260	10,2 %	1,6 %
POLR	Polarisation en réseaux	-0,379	19,0 %	5,1 %
SELEC	Sélection des élèves par l'école	-0,002	22,0 %	1,7 %
AFIL	Nombre d'années de filiarisation	-0,004	41,5 %	1,1 %
TFIL	Taux ou ampleur de la filiarisation	-0,031	31,9 %	0,9 %
FINREL	Financement relatif au PIB/hab	0,161	6,77 %	5,4 %
DOUB	Redoublement	-0,005	28,9 %	4,2 %
			R^2	R^2 ajusté
Régression linéaire multiple (7 variables) pour tous les pays :			64,2 %	52,8 %
Sans les Pays-Bas :			75,0 %	66,7 %

En ajoutant le redoublement au modèle précédent, nous observons que l'action conjointe des structures ségrégatives et du redoublement explique au moins 52,8 % de la variance de l'équité, soit 4,2 % de plus. Il est donc possible — mais pas certain — que l'effet net d'une interdiction du redoublement sur l'équité des systèmes éducatifs soit assez faible.

Une combinaison linéaire des facteurs de ségrégation et des variables « financement » et « redoublement » permet de construire un indice « système éducatif » qui figure en abscisse du graphique 17. Les pays ou systèmes éducatifs qui figurent à droite du graphique associent les caractéristiques d'un marché scolaire très libéral avec un faible financement et un recours régulier au redoublement des élèves. Les pays à gauche du graphique ont peu de marché scolaire, pratiquent peu le redoublement et consacrent davantage de moyens financiers à l'enseignement. Seuls les Pays-Bas semblent échapper à la règle générale mais, comme nous le savons, les données pour ce pays-là sont sujettes à caution.

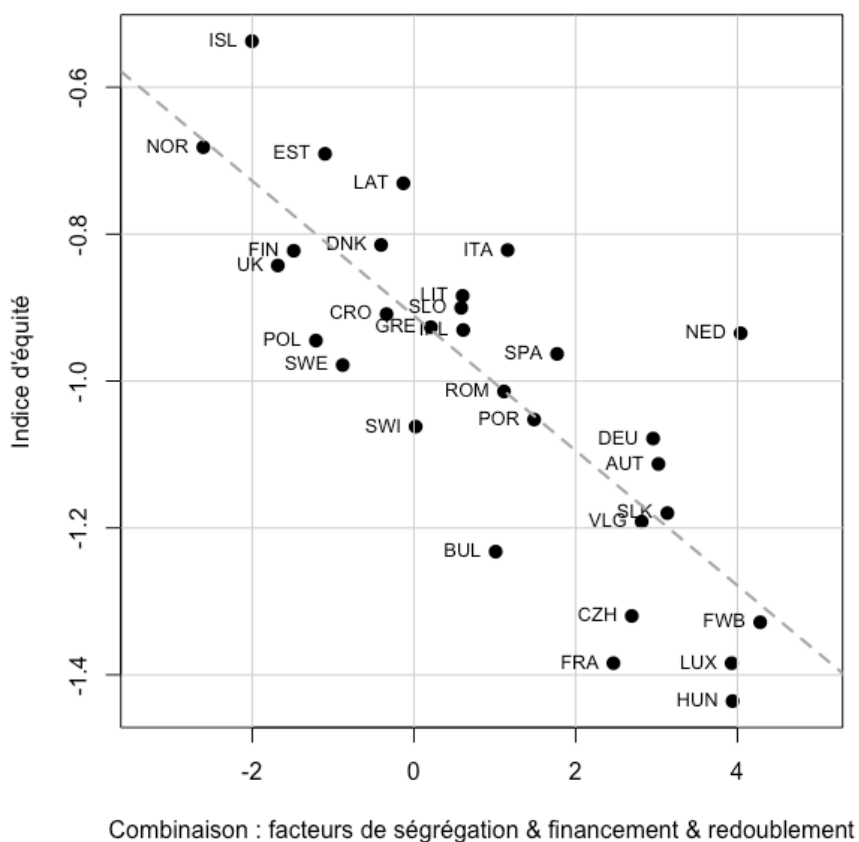


FIGURE 18 — RELATION ENTRE L'ÉQUITÉ ET LES CARACTÉRISTIQUES PROPRES AUX SYSTÈMES ÉDUCATIFS

Deux facteurs externes : inégalités sociales et immigration

Il se pourrait évidemment que des facteurs externes influencent également le degré d'équité de l'enseignement. Il semble par exemple légitime de supposer que les pays qui connaissent de plus grandes inégalités de revenus ou de fortune présentent également de plus grandes disparités sociales dans les résultats scolaires. De même pourrait-on émettre l'hypothèse qu'une présence plus ou moins importante d'élèves issus de l'immigration influencerait l'équité en raison, par exemple, du « handicap » scolaire lié à la langue maternelle.

Comme variable d'inégalité de revenus (INEG), nous utilisons le rapport interquintile des revenus.⁷ Pour l'immigration (variable IMMIG), nous avons retenu le pourcentage total d'élèves issus de l'immigration (1ère et deuxième génération confondues).

Modèle 6 : variables structurelles & inégalités des revenus & immigration		Régression linéaire simple (une seule variable)		Effet marginal sur le R ² de la régression multiple
		Coefficient directeur	R ²	
Variable dépendante : indice d'équité				
Variables explicatives :				
LIBCH	Liberté de choix des parents	-0,260	10,2 %	1,6 %
POLR	Polarisation en réseaux	-0,379	19,0 %	5,1 %
SELEC	Sélection des élèves par l'école	-0,002	22,0 %	1,7 %
AFIL	Nombre d'années de filiarisation	-0,004	41,5 %	1,1 %
TFIL	Taux ou ampleur de la filiarisation	-0,031	31,9 %	0,9 %
FINREL	Financement relatif au PIB/hab	0,161	6,77 %	5,4 %
DOUB	Redoublement	-0,005	28,9 %	4,2 %
INEG	Rapport interquintile des revenus	0,023	1,3 %	1,1 %
IMMIG	% d'élèves issus de l'immigration	-0,004	7,9 %	1,5 %

	R ²	R ² ajusté
Régression linéaire multiple (7 variables) pour tous les pays :	66,4 %	51,3 %
Sans les Pays-Bas :	79,6 %	69,9 %

Contre toute attente, lorsque nous comparons l'indice d'équité avec le rapport interquintile des revenus nous ne trouvons pas la corrélation négative attendue, selon laquelle des revenus plus inégaux coïncideraient avec un enseignement moins équitable, mais une très faible corrélation positive.

Le pourcentage d'élèves issus de l'immigration semble, à première vue, présenter une corrélation plus nette avec l'équité, expliquant 7,9 % de la variance. Toutefois, ce résultat est fortement influencé par la situation d'un unique pays où le taux d'immigration est particulièrement élevé et où les scores PISA sont très inégaux : le Luxembourg. Si l'on excepte le Grand Duché de la statistique, le coefficient de détermination chute à 0,8 %.

Mais surtout, l'adjonction des variables « inégalité » et « immigration » fait passer le R² du modèle que de 64,2 % à 66,4 %, et le pouvoir explicatif (R² ajusté) passe de 52,8% à... 51,3 %. En n'a guère plus qu'une augmentation « automatique » du coefficient de détermination par l'ajout de deux variables supplémentaires.

⁷ Rapport entre le revenu qui sépare le 4e du 5e quintile et le revenu qui sépare le 1er du 2ème quintile. Ou pour faire simple : rapport entre le revenu des « riches » et celui des « pauvres ».

Toutefois, en excluant les Pays Bas, on note une légère augmentation (3,2 points) du pouvoir explicatif du modèle, qui grimpe alors à 70%. Le graphique ci-dessous illustre la relation étroite entre l'équité et la combinaison linéaire des neuf variables pour l'ensemble des pays européens, sans les Pays Bas.

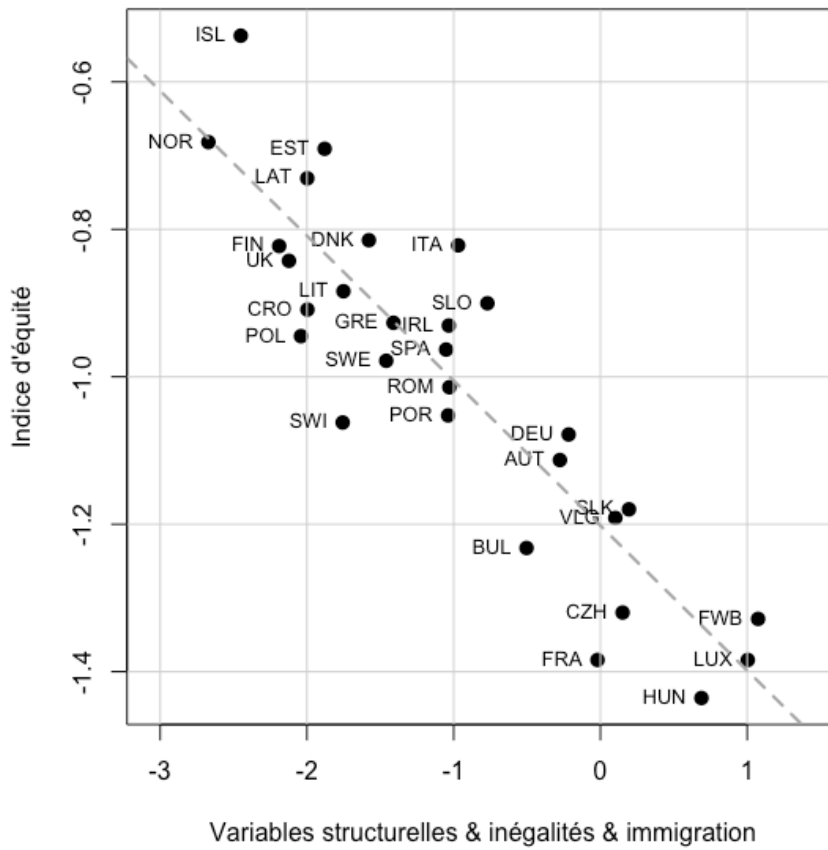


FIGURE 19 — ILLUSTRATION DU DERNIER MODÈLE (N°6) SANS LES PAYS-BAS

Conclusions

Nous avons pu montrer qu'au sein des systèmes éducatifs européens, les différences en matière d'équité s'expliquent pour 53 % à 67 % (selon que l'on intègre ou non les résultats discutables des Pays-Bas) par des caractéristiques internes, structurelles, des systèmes éducatifs : libre choix des parents, réseaux concurrents, possibilité pour les écoles de sélectionner leurs élèves, filiarisation plus ou moins précoce et plus ou moins importante, niveau de financement et pratique du redoublement. Parmi ces facteurs, les structures génératrices de ségrégation (quasi-marché et filiarisation) ont un impact nettement prépondérant (49% à 65%).

Seule une faible partie de l'équité (0% à 3%) peut s'expliquer par les différences en matière d'inégalités de revenus ou par l'importance numérique de l'immigration. Mais sans doute d'autres variables externes (tels des facteurs géographiques : ségrégation urbaine, inégalités ville-campagne...) pourraient-elles encore faire grimper le niveau de corrélation du modèle.

Ces résultats confirment l'une des thèses centrales de l'Appel pour une école démocratique : il est vain de vouloir améliorer sensiblement l'équité des systèmes éducatifs belges ou français, sans s'attaquer simultanément aux deux grands mécanismes structurels qui produisent la ségrégation et l'iniquité : les quasi-marchés scolaires (libre choix, réseaux, etc.) et la sélection hiérarchisante.

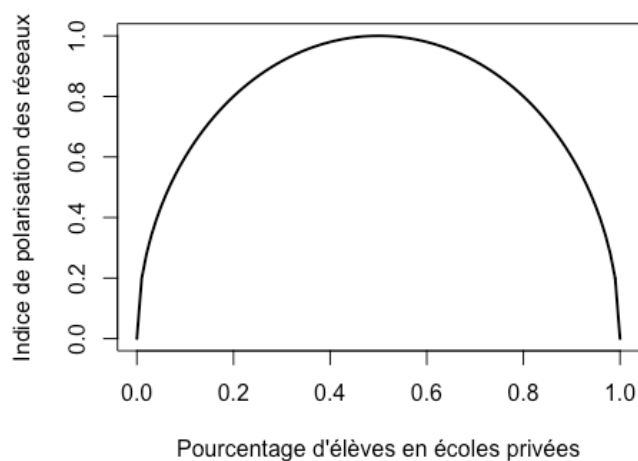
Annexe : calcul de l'indice de polarisation des réseaux

L'hypothèse implicite, derrière cet indice, est que la division d'un système éducatif en deux puissants réseaux concurrents est un facteur de ségrégation sociale, donc potentiellement d'iniquité sociale des performances. Les pays où l'enseignement public et privé se partagent les élèves à environ 50% chacun, auront donc un l'indice le plus élevé.

Soit p le pourcentage d'élèves fréquentant l'enseignement privé, alors l'indice de polarisation est donnée par la formule :

$$POLR = \sqrt{\frac{(0,5 - p)^2}{0,25}}$$

Le graphique ci-dessous illustre la relation entre p et POLR.



Bibliographie

Allen, R. (2010), 'School autonomy and social segregation'.

Baye, A., Demonty, I., Lafontaine, D., Matoul, A. & Monseur, C. (2010), 'Lecture à 15 ans. Premiers résultats de PISA 2009', *Les Cahiers des Sciences de l'Éducation* (31).

Gorard, S., Taylor, C. & Fitz, J. (2000), 'A re-examination of segregation indices in terms of compositional invariance', *Social Research Update* (30).

Hirtt, N. (2007), Impact de la liberté de choix sur l'équité des systèmes éducatifs ouest-européens, Appel pour une école démocratique.

Hirtt, N. (2014), PISA 2012 sans fard et sans voile. Pourquoi les systèmes éducatifs de Belgique et de France sont-ils les champions de l'inégalité sociale ?, Appel pour une école démocratique.

Monseur, C. & Crahay, M. (2008), 'Composition académique et sociale des établissements, efficacité et inégalités scolaires : une comparaison internationale', *Revue française de pédagogie. Recherches en éducation* (164), 55–66.

OCDE (2016). Résultats du PISA 2015 (Volume I).