

# Impact de la liberté de choix sur l'équité des systèmes éducatifs ouest-européens

Nico Hirtt

Appel pour une école démocratique (Bruxelles)

Septembre 2007

**Résumé.** Cette étude compare le niveau d'équité des systèmes éducatifs ouest-européens — mesuré par la détermination sociale des performances PISA — avec le degré de liberté de choix des parents. Ce dernier est calculé au moyen d'un indice basé sur trois facteurs : des paramètres démographiques, les modes de régulation de l'attribution des élèves aux écoles et l'importance relative de l'enseignement privé. L'étude met en évidence une très forte corrélation positive entre le degré de reproduction sociale des systèmes d'enseignement et leur organisation sur base d'un « quasi-marché ». Elle montre également combien la combinaison du libre choix et de procédures de sélection/orientation précoces nuit à l'équité.

**Abstract.** In this paper we look for a correlation between the level of equity in the Western European education systems — measured by the social determination of PISA-results — with the degree of freedom of choice given to parents. The latter is computed by an index based on three factors : demographical parameters, the mode of regulation of school choice and the numerical importance of private education. The study shows a very strong relationship between social inequality in education systems and their quasi-market organisation. It shows also that the conjunction of great freedom of choice with a process of selection/orientation at a low age is highly harmful for equity in education.

---

La volonté du président français Nicolas Sarkozy d'assouplir ou de supprimer la "carte scolaire" relance le débat sur l'efficacité ou les dangers des quasi-marchés scolaires. Une grande liberté de choix, dans le chef des parents, liée à une offre scolaire variée et compétitive, est-elle garante de qualité et d'équité ? Ou bien risque-t-elle, au contraire, de renforcer les mécanismes de ségrégation sociale entre établissements scolaires ? Ce débat prend une dimension européenne au moment où la Commission, par la voix de ses experts, recommande « *des politiques qui introduisent la compétition, le libre choix et les forces du marché dans le système scolaire* »<sup>1</sup> [Wößmann & Schütz, 2006].

Dans la présente étude, nous nous proposons de comparer, pour une quinzaine de pays ouest-européens, le niveau de détermination sociale des prestations scolaires avec le degré de liberté offert aux parents dans le choix d'un établissement scolaire. Les pays retenus sont les membres de l'ancienne « Europe des quinze », plus la Norvège, mais sans le Grand Duché de Luxembourg. Ce choix se justifie par le souci de disposer d'un échantillon de pays suffisamment comparables. L'élargissement aux nouveaux membres de l'Union aurait d'ailleurs conduit à inclure des pays dont les systèmes éducatifs ont subi des changements drastiques au cours de la dernière décennie. Dans ces conditions, il est difficile de déterminer ce qui résulte de mutations récentes et ce qui, au contraire, témoigne de caractéristi-

---

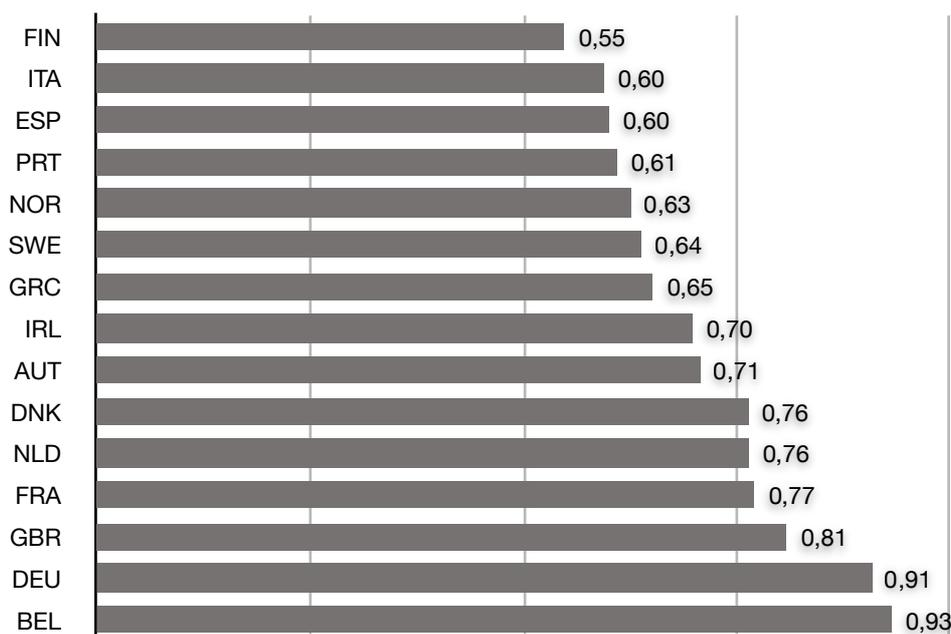
<sup>1</sup> Wößmann, L. & Schütz, G. (2006). Efficiency and Equity in European Education and Training Systems, Analytical Report for the European Commission prepared by the European Expert Network on Economics of Education (EENEE) to accompany the Communication and Staff Working Paper by the European Commission under the same title.

ques héritées du passé. Nous n'avons pas non plus inclus la Suisse dans cette étude, car l'organisation des systèmes d'enseignement y est extrêmement variable d'un canton à l'autre, contrairement à d'autres pays organisés sur une base fédérale (Belgique, Allemagne, Espagne...), où les systèmes restent davantage homogènes.

## Choix d'un « indice de détermination sociale »

Pour estimer le degré d'inégalité sociale dans l'enseignement, nous nous appuyons sur l'enquête internationale PISA 2003. Sur cette base, nous avons calculé un « rapport de chances » (“*odds ratio*”) de la détermination sociale des résultats en mathématique. Concrètement, nous calculons d'abord la probabilité pour qu'un élève de milieu social inférieur obtienne de moins bons résultats qu'un élève de milieu supérieur. Ensuite, nous divisons cette probabilité par la probabilité de l'événement contraire (qu'un élève de milieu supérieur obtienne de moins bons résultats qu'un élève de milieu inférieur). Lorsque ce rapport est égal à l'unité, les chances sont égales. En réalité, tous les pays obtiennent un rapport de chances supérieur à l'unité. C'est pourquoi, plutôt que le rapport de chances, nous utilisons un indice égal au rapport de chances moins un. Nous l'appelons « *indice de détermination sociale* » (*IDS*). Un *IDS* égal à zéro correspond à une situation théorique — et inexistante — d'équité parfaite, où les performances ne seraient nullement corrélées à l'origine sociale. La figure 1 présente les résultats obtenus pour nos 15 pays.

Figure 1  
**Indice de détermination sociale (*IDS*)**  
pour les performances en mathématique (PISA 2003)



*Cet indice mesure l'écart par rapport à l'unité du rapport entre deux probabilités : la probabilité que les individus de milieux sociaux supérieurs obtiennent de meilleurs scores que les individus de milieux inférieurs, divisée par la probabilité inverse. Plus l'indice est proche de 0, plus les performances sont également réparties dans les couches sociales. Plus l'indice s'éloigne de 0, plus la détermination sociale des performances est importante.*

On retrouve ici une classification désormais bien connue : les systèmes éducatifs de Belgique, d'Allemagne et du Royaume Uni apparaissent comme les champions européens de l'inégalité sociale, alors que les pays scandinaves, en particulier la Finlande, ainsi que la plupart des pays du sud présentent des

systèmes plus “démocratiques”. En Belgique, si vous considérez deux élèves choisis au hasard, la probabilité que le plus “riche” des deux (selon l’indice socio-économique ESCS) obtienne de meilleurs scores que le plus “pauvre” est presque le double de la probabilité inverse (le rapport de chances vaut 1,93). En Finlande, le rapport entre ces deux probabilités ne vaut que 1,55. L’écart par rapport à l’unité, qui constitue notre indice de détermination sociale, vaut donc presque deux fois plus en Belgique (0,93) qu’en Finlande (0,55). La France occupe une place intermédiaire, avec un indice *IDS* de 0,77.

Nous aurions évidemment pu utiliser d’autres indicateurs, par exemple l’écart de performances entre le quartile socio-économique inférieur et le quartile supérieur. Mais l’intérêt du rapport de chances, réside d’une part dans son caractère synthétique (il prend en compte l’ensemble des individus de l’échantillon) et d’autre part dans le fait qu’il peut être utilisé de façon comparable quelle que soit la variable mesurant les performances scolaires ; la signification des mesures PISA et le mode de normalisation des points n’interviennent pas : seule importe la détermination sociale du classement des élèves.

## La densité géographique d’offre scolaire

La plus ou moins grande liberté dont jouissent les parents et les élèves dans le choix d’un établissement scolaire dépend de trois facteurs :

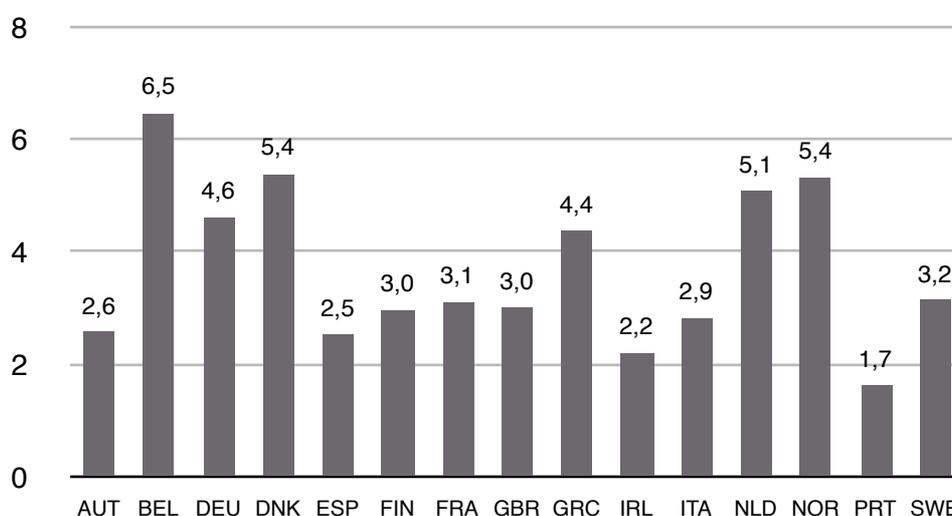
1. Le **nombre d’établissements situés dans un rayon proche** du lieu de domicile : plus ce nombre est élevé, plus il y aura de choix et plus les mécanismes de marché (qu’ils soient positifs ou négatifs) pourront donc s’exprimer.
2. Les **modes de régulation du recrutement dans l’enseignement public** : systèmes de « carte scolaire » ou apparentés, qui limitent la liberté de choix.
3. L’importance numérique relative de l’**enseignement privé** (qu’il soit ou non sous contrat avec l’État) qui tend au contraire à augmenter la liberté de choix.

Le premier de ces facteurs, le nombre moyen d’écoles accessibles dans un rayon donné, n’est pas simplement une grandeur proportionnelle à la densité de population. En effet, une faible densité de population ne signifie pas forcément que l’offre scolaire serait limitée. Lorsqu’une population relativement peu nombreuse se trouve concentrée dans quelques grandes villes, très distantes, cette offre peut au contraire s’avérer élevée. Ce n’est donc pas la densité de population moyenne d’un pays qui importe, mais plutôt la *valeur moyenne des densités de population observées localement, dans la zone de résidence de chaque individu*. Celle-ci dépend, entre autres choses, de la part de la population vivant dans les zones urbaines et des densités de population urbaine et rurale. De plus, la densité de population urbaine est, elle-même, très variable : Paris compte plus de 20.400 habitants au km<sup>2</sup> alors que la capitale finlandaise n’en compte que 3.060. Et toutes les villes françaises ne sont pas Paris. Lyon n’a “que” 9.700 habitants au km<sup>2</sup>, Lille 6.100 et Cherbourg 2.900.

A défaut de disposer de statistiques internationales comparables, nous avons dû nous résoudre à estimer les densités d’offre scolaire moyenne en supposant que les densités de population dans les zones urbaines et rurales variaient de façon linéaire entre des valeurs maximales et minimales raisonnables, et ce en fonction de deux critères : la densité de population moyenne et les taux de population urbaine ou rurale. Ensuite, sur base de ces densités de population urbaine et rurale et de la taille moyenne des écoles, nous avons effectué une estimation du nombre moyen d’établissements accessibles dans un rayon donné (choisi arbitrairement égal à 2 km, mais le choix d’un autre rayon ne change pas beaucoup les résultats). Le détail de ces calculs peut être consulté en annexe. Voici (figure 2) les résultats obtenus :

Figure 2

**Estimation de la densité de l'offre scolaire (N)**  
 Nombre moyen d'établissements scolaires  
 situés dans un rayon de 2 km autour du lieu de résidence de chaque élève



Sans surprise, les pays qui présentent la plus forte densité de population moyenne — Pays-Bas, Belgique, Royaume Uni et Allemagne — font également partie de ceux qui présentent une grande densité d'offre scolaire. Mais certains pays à faible densité de population — Norvège, Danemark — présentent néanmoins une densité scolaire élevée, en raison de la petite taille des écoles et d'un taux d'urbanisation élevé. Dès lors, les écarts en matière de densité d'offre scolaire sont loin d'être aussi élevés que ceux entre les densités de population.

### Modes de régulation de l'affectation des élèves aux écoles

En ce qui concerne le deuxième facteur, à savoir le mode de régulation des inscriptions dans les établissements d'enseignement public, nous nous sommes basés sur le classement établi par le service Eurydice<sup>2</sup>. Celui-ci distingue quatre types de pays, selon le mode de régulation :

1. Les pays où les élèves se voient attribuer une école et où un changement est seulement possible sur base d'une dérogation spéciale (comme en France)
2. Les pays dont les élèves se voient attribuer une école, mais où les parents peuvent demander un changement (comme en Allemagne)
3. Les pays où les parents choisissent une école mais où les autorités peuvent intervenir si la capacité d'accueil est dépassée (comme en Espagne)
4. Les pays où les parents choisissent une école sans que les autorités interviennent pour réguler le nombre d'élèves (comme en Belgique)

Sur cette base, nous avons attribué à chaque pays un indice mesurant le degré de régulation du choix d'école (dans l'enseignement public). Cet indice est théoriquement compris entre 0 et 1. En pratique, même dans les pays qui ont un système fortement régulé (comme la carte scolaire française) il existe

<sup>2</sup> Eurydice. (2005). *Chiffres-clés de l'éducation en Europe, 2005*.

de nombreux moyens d'échapper aux contraintes, même à l'intérieur du cadre de l'enseignement public. C'est pourquoi nous avons choisi de faire varier notre indice entre 0 (situation n°4 = liberté totale) et 0,75 (situation n°1 = carte scolaire à la française). Cette classification générale est également nuancée par quelques particularités nationales qui renforcent ou assouplissent le système d'affectation et viennent donc corriger légèrement vers le haut ou vers le bas l'indice en question. Les valeurs retenues sont indiquées au tableau 1.

Tableau 1  
**Degré de régulation du choix d'école (enseignement public)  
 et taux de fréquentation de l'enseignement public**

<b>PAYS</b>	<b>Indice de régulation (<i>Rg</i>)</b>	<b>Fréquentation de l'enseignement public en % (<i>Pu</i>)</b>
AUT	0,500	92
BEL	0,000	43
DEU	0,500	94
DNK	0,500	89
ESP	0,250	69
FIN	0,625	95
FRA	0,750	79
GBR	0,250	59
GRC	0,750	93
IRL	0,000	99
ITA	0,500	94
NLD	0,125	24
NOR	0,625	96
PRT	0,750	95
SWE	0,375	95

Enfin, le troisième facteur déterminant l'ampleur du quasi-marché est le pourcentage d'élèves qui fréquentent l'enseignement public ou l'enseignement privé. Il est lui aussi fourni directement par les statistiques *Eurydice* et repris au tableau 1.

### Calcul de l' « Indice de liberté de choix »

Connaissant la densité de l'offre scolaire, les modes de régulation et la part d'enseignement public et privé, nous pouvons maintenant calculer le nombre d'établissements privés et publics qui sont effectivement offerts au choix dans un rayon donné (toujours 2 km). Le nombre d'écoles publiques est calculé par le produit  $N \times Pu$  et le nombre d'écoles privées par  $N \times (1 - Pu)$

Mais la disponibilité effective des établissements publics doit être modulée par le degré de régulation. Un indice  $Rg$  nul (liberté totale) signifie que le choix s'étend à tous les établissements publics accessibles. Un indice unité signifie au contraire qu'il n'y a qu'un seul établissement disponible. La traduction mathématique de cette relation peut s'effectuer en utilisant le complément de l'indice de régulation ( $1-Rg$ ) comme exposant du nombre d'écoles publiques.

Finalement, la formule qui fournit le nombre d'établissements parmi lesquels un élève peut, en moyenne, effectuer son choix est donc :

$$N_{choix} = N \times (1 - Pu) + (N \times Pu)^{1-Rg}$$

Où :

$Rg$  = Indice de régulation du choix d'école

$Pu$  = Part de l'enseignement public

$N$  = Densité géographique de l'offre scolaire (écoles dans un rayon de 2 km)

$N_{choix}$  = Nombre d'écoles parmi lesquelles on peut effectivement choisir

Les résultats obtenus figurent au tableau 2. Le nombre d'établissements parmi lesquels un élève peut en moyenne effectuer son choix, varie entre 7,88 aux Pays Bas et 1,41 en Finlande.

Tableau 2  
**Estimation du nombre moyen d'établissements scolaires  
 parmi lesquels un élève peut effectivement choisir**  
 (dans un rayon de 2 km)

AUT	1,74
BEL	6,50
DEU	2,36
DNK	2,80
ESP	2,32
FIN	1,63
FRA	1,91
GBR	2,79
GRC	1,73
IRL	2,22
ITA	1,81
NLD	5,08
NOR	2,07
PRT	1,20
SWE	2,14

Nous voilà enfin en mesure de définir un « indice de liberté de choix ». Il devra tenir compte des deux règles suivantes :

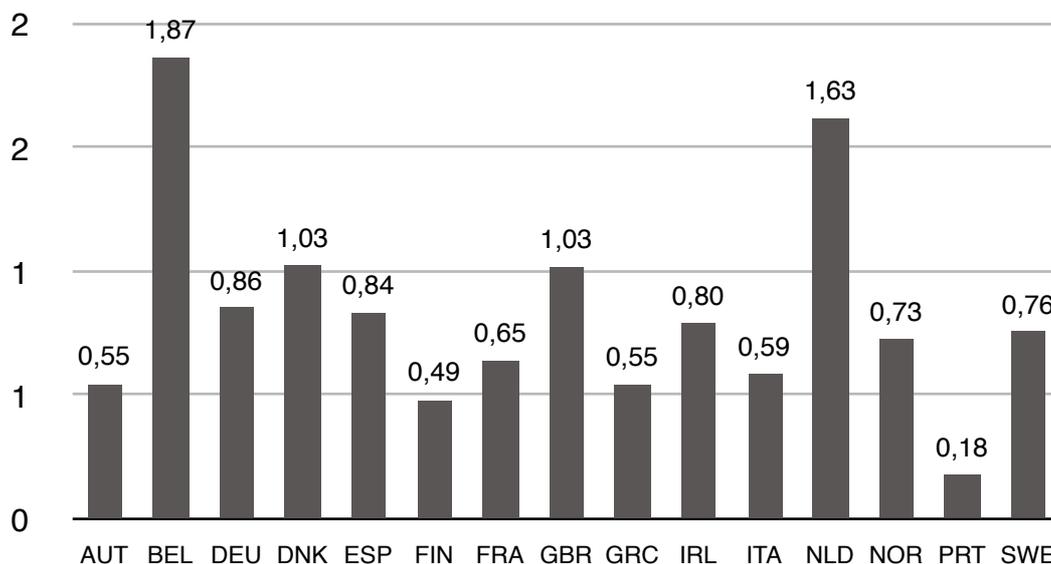
1. Si le nombre d'établissements parmi lesquels s'effectue le choix est égal à un, alors il n'y a plus de choix et l'indice de liberté de choix doit être égal à zéro.
2. D'autre part, on est en droit de supposer que lorsqu'on passe de 4 à 8 écoles, l'impact du quasi-marché n'augmente pas davantage que lorsqu'on passe de 2 à 4 écoles ou de 1 à 2 écoles.

Ces deux raisons conduisent à retenir, comme indice de liberté de choix ( $ILC$ ), le logarithme du nombre d'écoles parmi lesquelles l'élève est, en moyenne, amené à choisir. D'où :

$$ILC = \log(N_{choix}) = \log(N \times (1 - Pu) + (N \times Pu)^{1-Rg})$$

La figure 3, ci-dessous, indique les valeurs de cet indice pour les quinze pays sous étude. Sans surprise, la Belgique et les Pays-Bas, où le choix de l'établissement scolaire public est tout à fait libre, où plus de la moitié des établissements sont des écoles privées (sous contrat) et où la forte densité de population crée une offre d'établissements importante, obtiennent l'indice de liberté de choix le plus élevé.

Figure 3  
Indice de liberté de choix



### Corrélation entre liberté de choix et détermination sociale

Nous en arrivons ainsi à l'objet principal de la présente étude. De quelle façon et dans quelle mesure l'ampleur plus ou moins importante de la liberté de choix influence-t-elle la détermination sociale des performances scolaires ? L'étude de cette corrélation passe naturellement par une régression linéaire à deux variables. Au terme de cette analyse, nous obtenons une droite de régression dont l'équation est :

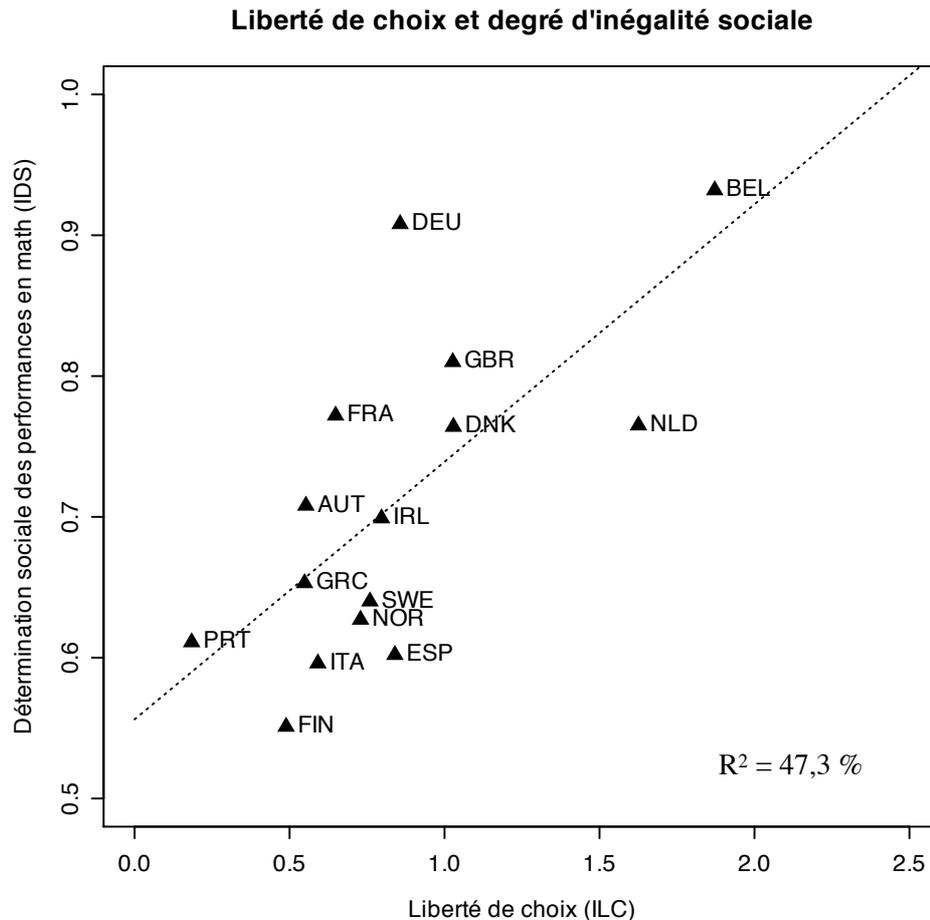
$$y = 0,183 \cdot ILC + 0,556 \quad (R^2 = 0,473)$$

Le coefficient de régression positif (0,183) indique une corrélation positive entre les deux variables : plus l'indice de liberté de choix est élevé, plus la détermination sociale des performances scolaires est forte; une augmentation de 1 point de l'*ILC* entraîne une augmentation de 0,183 points du rapport de chances pour la détermination sociale des performances PISA.

Le coefficient de détermination statistique de cette régression ( $R^2$ ) vaut 0,473. Cela signifie que, parmi les pays ouest-européens, 47% de la variance en matière d'équité des systèmes éducatifs peut être expliquée par leurs différences sur le plan de la liberté de choix.

Cette réalité tangible peut également être visualisée au moyen d'un graphique en nuage de points, où chacun des quinze pays est représenté suivant nos deux variables. Ce graphique (figure 4) confirme la très nette corrélation positive entre l'indice de liberté de choix et le rapport de chances pour la détermination sociale des résultats. En d'autres mots et très clairement : plus les possibilités de choix d'écoles sont grandes, plus l'enseignement est inéquitable. La ligne pointillée sur ce graphique représente la droite de régression déterminée par l'équation ci-dessus.

Figure 4



### Impact de la sélection précoce et « indice d'école commune »

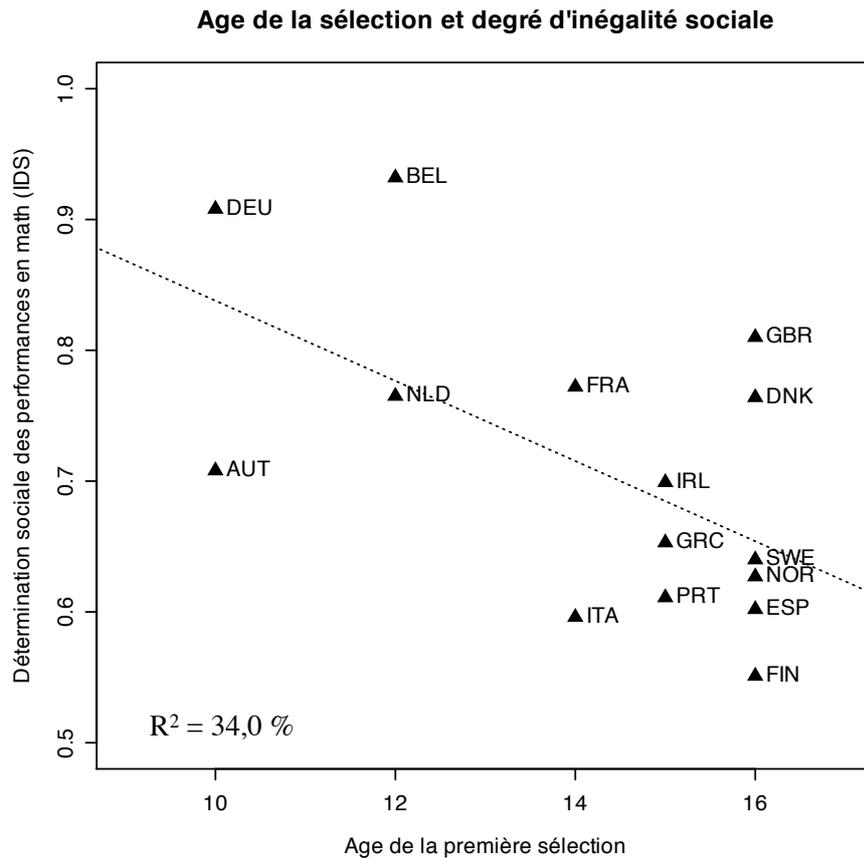
On observe, sur le graphique de la figure 4, que l'Allemagne (DEU) est l'un des pays qui s'éloignent le plus de la droite de régression. Comment pourrait-on expliquer cela ? L'une des caractéristiques majeures du système éducatif allemand est l'âge précoce (10 ans) où a lieu la première orientation des élèves vers des filières d'enseignement fortement hiérarchisées. En Belgique, cette sélection a lieu un peu moins tôt : à 12 ans. Mais dans les pays scandinaves et dans plusieurs pays du sud de l'Europe, le tronc commun se poursuit jusqu'à 15 ans ou 16 ans. C'est là, à côté des facteurs liés aux quasi-marchés scolaires, un deuxième critère permettant de juger dans quelle mesure les élèves fréquentent une « école commune » ou, au contraire, une école différenciée et hiérarchisée.

Une nouvelle analyse de régression linéaire, entre les variables « indice de reproduction sociale » et « âge de la première sélection hiérarchisante » ( $A_{sel}$ ), permet de confirmer cette hypothèse. Elle nous fournit en effet une droite de régression dont l'équation est :

$$y = 1,14 - 0,0306 \cdot A_{sel} \quad (R^2=0,34)$$

Ainsi, le niveau de détermination sociale des performances scolaires est bien corrélé négativement avec l'âge de la première sélection : plus on sélectionne tard, moins il y a d'inégalité selon l'origine sociale. Le coefficient de détermination égal à 0,34 signifie que 34% de la variance entre pays sur le plan de la détermination sociale des performances scolaires peuvent s'expliquer par l'âge plus ou moins précoce où s'opère la première sélection en filières hiérarchisées. Le graphique 5, ci-dessous illustre cette réalité.

Figure 5



Mais qu'en est-il lorsqu'on combine les deux facteurs : âge de la sélection et indice de liberté de choix ? Pour répondre à cette question, nous avons établi un ultime indice, baptisé « indice d'école commune » (*IEC*). Pour ce faire, nous considérons que, durant les années où la scolarité n'est plus commune, donc une fois franchi le premier palier d'orientation, les dispositions régulatrices qui affectent les élèves aux écoles deviennent inopérantes. La possibilité de choisir librement entre deux filières d'enseignement équivaut à un quasi-marché parfait. Nous considérons donc que, durant ces années-là, l'indice *ILC* est maximal. Nous l'avons fixé arbitrairement à 2 (comme nous l'avons vu, l'*ILC* des pays d'Europe occidentale varie entre 0 et 2). Notre indice d'école commune est donc construit en calculant une moyenne des nombres *ILC* et 2, pondérés respectivement par le nombre d'année d'enseignement commun (que nous faisons commencer à 5 ans) et le nombre d'années d'enseignement séparé en filières (jusqu'à 15 ans).

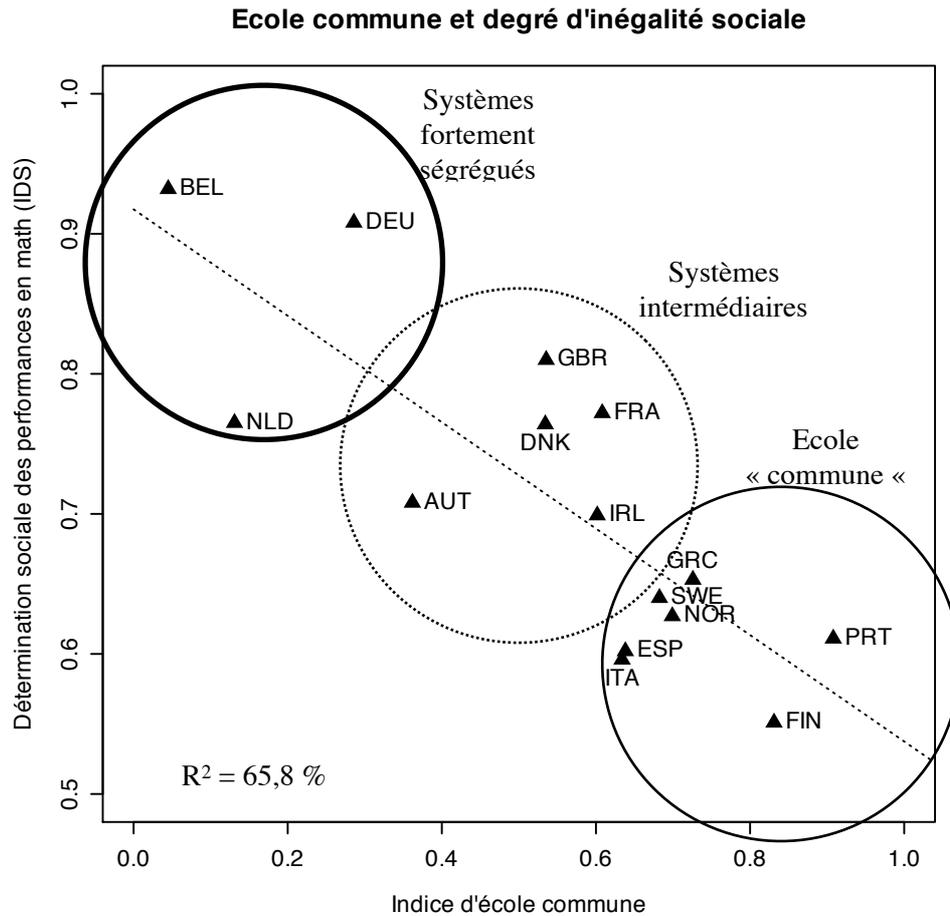
$$IEC = 1 - \frac{(A_{sel} - 5) \times ILC + (15 - A_{sel}) \times 2}{20}$$

L'analyse de régression linéaire entre *IEC* et le rapport de chances fournit l'équation :

$$y = 0,917 - 0,380 \cdot IEC \quad (R^2=0,658)$$

Ainsi, deux tiers (66%) de la variance des résultats entre pays peut être expliquée par notre variable *IEC*. Le graphique 6 illustre cette forte corrélation.

Figure 6



On y distingue nettement trois groupes de pays. En haut à gauche, le groupe des pays ayant des systèmes éducatifs fortement ségrégués : grande liberté de choix et sélection précoce. Dans ces pays, le degré d'inégalité sociale s'avère être généralement élevé. En bas, à droite, les pays où l'on connaît plutôt une « école commune » : peu de liberté de choix et une orientation très tardive. Dans ces pays, le degré de détermination sociale des performances est généralement beaucoup plus faible. Entre les deux, les pays intermédiaires, dont la France.

Nous avons pu calculer que, si la France devait non seulement supprimer la carte scolaire mais, en outre, ramener le premier palier d'orientation de 14 à 12 ans, alors son indice d'école commune passerait brutalement de 0,61 à 0,30. En suivant la droite de régression du graphique ci-dessus on voit que cela tendrait à rapprocher l'indice de détermination sociale (donc le degré d'inégalité sociale) français du niveau de l'Allemagne et de la Belgique. La France perdrait alors sa position médiane, dans le groupe des systèmes intermédiaires, pour se retrouver dans le groupe de tête des nations aux systèmes éducatifs les plus inégaux.

## Conclusions

En matière d'enseignement, la « gauche » a toujours été traditionnellement attachée à l'idée d'une école « commune » ou « unique ». Ce choix est généralement justifié par le sentiment que la division des élèves en types d'enseignement ou en réseaux d'enseignement séparés risque de conduire à une différenciation sur base de l'origine sociale. Notre étude statistique semble donner raison à cette thèse.

**Nous avons en effet clairement établi que, dans le contexte des pays industrialisés avancés d'Europe occidentale, une augmentation de la liberté de choix en matière d'enseignement primaire et secondaire se traduit en moyenne par une augmentation importante de la détermination sociale des prestations scolaires, donc de l'inégalité. De même, une sélection plus précoce des élèves en filières hiérarchisées conduit également à une croissance des inégalités dans l'enseignement.**

**Au total, deux tiers de la variance entre ces pays en matière d'équité scolaire peuvent être expliqués par la conjonction de ces deux variables : liberté de choix et âge de la sélection.**

nico.hirtt@ecoledemocratique.org

## Annexe :

### Calcul de la densité géographique de l'offre scolaire

La première étape consiste à estimer les densités moyennes de population rurale et urbaine.

Soient les conventions de notation suivantes:

$d$  = densité de population;  $d_u$  = densité urbaine;  $d_r$  = densité rurale

$P$  = population totale;  $p_u$  = part de population urbaine;  $p_r$  = part de population rurale

$S$  = superficie totale;  $S_u$  = superficie urbaine;  $S_r$  = superficie rurale

On a les relations fondamentales :

$$S = S_u + S_r \quad (\text{a})$$

$$p_u + p_r = 1 \quad (\text{b})$$

$$d = \frac{P}{S} \quad (\text{c}) \quad d_u = \frac{P \cdot p_u}{S_u} \quad (\text{d}) \quad d_r = \frac{P \cdot p_r}{S_r} \quad (\text{e})$$

De (a), (d) et (e) il découle :

$$S = \frac{P \cdot p_u}{d_u} + \frac{P \cdot p_r}{d_r} \quad (\text{f})$$

De (c) et (f) il vient :

$$d \cdot \left( \frac{P \cdot p_u}{d_u} + \frac{P \cdot p_r}{d_r} \right) = P$$

$$\Rightarrow d \cdot \left( \frac{p_u}{d_u} + \frac{p_r}{d_r} \right) = 1$$

$$\Rightarrow d \cdot p_u \cdot d_r + d \cdot p_r \cdot d_u = d_r \cdot d_u \quad (\text{g})$$

Pour estimer les paramètres  $d_r$  et  $d_u$ , nous partons de l'hypothèse qu'ils dépendent linéairement de la densité totale ( $d$ ) et des taux de population respectifs ( $p_r$  et  $p_u$ ). Les paramètres de ces combinaisons linéaires sont d'abord choisis sur base d'une estimation plausible, puis corrigés empiriquement de façon à rapprocher de l'unité le rapport :

$$k = \frac{d_r \cdot d_u}{d \cdot p_u \cdot d_r + d \cdot p_r \cdot d_u}$$

Voici les combinaisons linéaires ainsi obtenues :

$$d_u = 2000 + \frac{d}{500} \cdot p_u \cdot 4000$$

$$d_r = \frac{d}{500} \cdot p_r \cdot 520$$

Enfin, les valeurs résiduelles de  $k$  sont utilisées comme facteurs de correction de  $d_r$  et  $d_u$ .

$$\frac{d_r}{k} \rightarrow d_r \quad \text{et} \quad \frac{d_u}{k} \rightarrow d_u$$

Ces dernières valeurs vérifient alors exactement l'équation d'équilibre (g).

Une fois connus  $d_r$  et  $d_u$ , nous pouvons obtenir une estimation de la *moyenne des densités de population locales, autour des lieux de résidence*, et ce par une simple moyenne pondéré :

$$\bar{d}_{loc} = p_u \cdot d_r + p_r \cdot d_u$$

Enfin, la densité géographique de l'offre scolaire, c'est-à-dire le nombre d'établissements situés dans un rayon  $R$  autour du lieu de résidence de chaque élève est alors donné par :

$$N = \pi R^2 d_{scol} \bar{d}_{loc}$$

où  $d_{scol}$  représente le nombre d'établissements scolaires (accueillant les élèves de 15 ans) par habitant<sup>3</sup>. Pour nos calculs, nous avons choisi  $R= 2$  km (soit une superficie de 12,6 km<sup>2</sup>). Voici les valeurs de  $d_{scol}$  et les résultats obtenus pour  $N$ .

Pays	$d_{scol}$ Etablissements /10000 habitants	$N$ (densité géographique de l'offre scolaire)
AUT	1,21	2,58
BEL	1,10	6,50
DEU	1,14	4,64
DNK	1,78	5,42
ESP	1,04	2,54
FIN	2,03	2,99
FRA	1,28	3,13
GBR	0,70	3,03
GRC	2,43	4,40
IRL	1,32	2,22
ITA	1,09	2,85
NLD	0,80	5,11
NOR	2,46	5,36
PRT	0,77	1,65
SWE	1,45	3,16

<sup>3</sup> Estimés à partir de Eurydice. (2005). *Chiffres-clés de l'éducation en Europe, 2005*.

