

CAHIER DE RECHERCHE DU GIRSEF



**EFFICACITÉ-ÉQUITÉ DANS L'ENSEIGNEMENT
SECONDAIRE DE LA COMMUNAUTÉ WALLONIE
BRUXELLES : ESSAI D'ÉVALUATION DANS LE
CADRE D'UNE COMPARAISON INTERNATIONALE**

Vincent Vandenberghe et Marie-Denise Zachary*

N° 7 • NOVEMBRE 2000 •



GROUPE INTERFACULTAIRE DE RECHERCHE SUR LES SYSTEMES D'ÉDUCATION ET DE FORMATION
Place Montesquieu, 1 bte 14 – B-1348 Louvain-la-Neuve



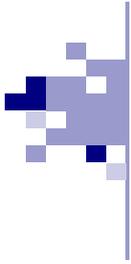
Le GIRSEF dans l'Université Catholique de Louvain

L'éducation et la formation constituent des enjeux fondamentaux pour la société contemporaine. Interpellée par ces enjeux au regard de ses missions de recherche et de service à la société, l'Université a créé le GIRSEF : un lieu clairement identifiable dédié au développement de la recherche sur les dynamiques de transformation et de restructuration des systèmes d'éducation et de formation. Le GIRSEF a pour vocation de penser rigoureusement et globalement ces transformations en matière éducative ainsi que leurs implications sociales, culturelles et politiques, dans une perspective pluridisciplinaire (économie, sociologie, psychopédagogie,...). Les recherches qui s'y déroulent se font en lien étroit avec les activités de recherche des départements des différentes disciplines concernées.

La série des Cahiers de recherche du GIRSEF a pour objectif de diffuser les résultats des travaux menés au sein du GIRSEF auprès d'un public de chercheurs en sciences de l'éducation et de la formation ainsi qu'auprès des acteurs et décideurs de ces deux mondes .

Table des matières

1. Comment mesurer simultanément l'efficacité et l'iniquité éducative ?	4
2. La base de données TIMSS et la mesure du profil socioéconomique	7
3. Résultats	8
4. Conclusions	11
Annexe 1: Présentation analytique	13
Annexe 2 : Résultats de l'analyse par régression	14
Bibliographie	16



L'équité et l'efficacité sont des priorités communément assignées aux systèmes d'enseignement de base à travers la plupart des pays occidentaux. Comment peut-on évaluer la situation des pays ou régions selon ces deux critères ? Que peut-on dire en particulier de la situation de la Communauté Wallonie-Bruxelles? Le but de cette communication est d'exposer une méthode empirique simple permettant de mesurer la performance d'un ensemble de pays ou régions – dont la Communauté Wallonie-Bruxelles – en termes de ces deux dimensions simultanément. Les données analysées sont issues de l'enquête internationale opérée en 1995 conjointement par l'IEA et l'OCDE concernant les acquis en mathématiques ou en sciences auprès des élèves débutant l'enseignement se-

condaire. Ces résultats tendent à montrer qu'il n'y a pas obligatoirement d'arbitrage entre les dimensions efficacité et équité. Certains pays affichent des performances élevées en termes d'efficacité (score moyen) sans pour autant afficher de fortes sensibilités de ces scores en fonction de l'origine socioéconomique des élèves (iniquité). C'est le cas de la Communauté flamande de Belgique, des Pays-Bas et selon les cas de l'Autriche et de la Suède. A l'inverse des pays ou régions comme la Communauté Wallonie-Bruxelles, les USA, la Corée du Sud, Singapour voire l'Australie ou la Nouvelle Zélande apparaissent avec des niveaux d'iniquité relativement élevés compte tenu du degré d'efficacité les caractérisant.

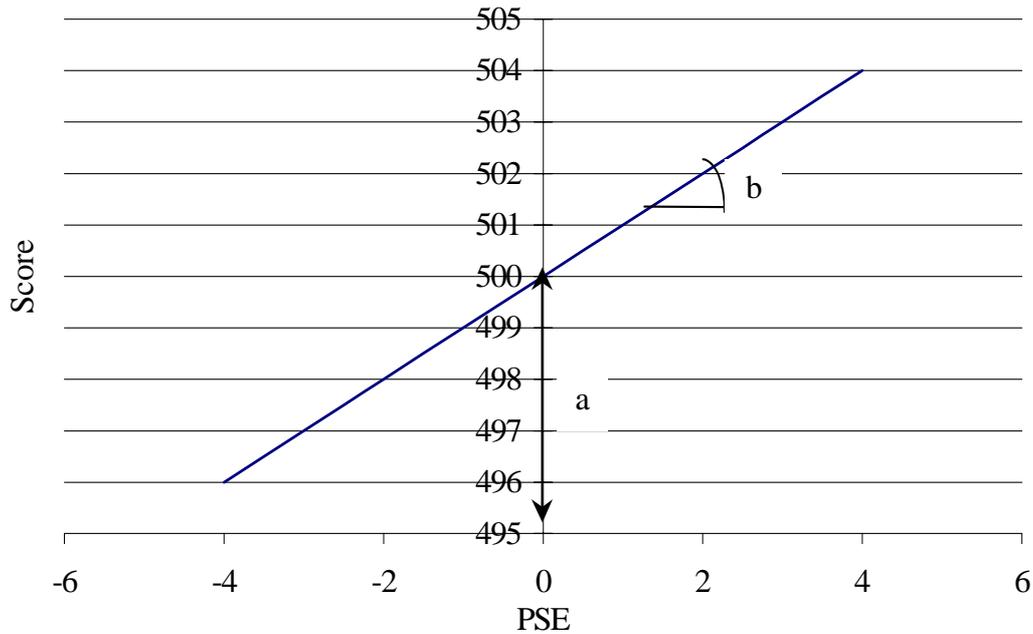
1. Comment mesurer simultanément l'efficacité et l'iniquité éducative ?

Considérons *a priori*, pour un pays donné, la relation entre la variable de prédiction de la performance scolaire par excellence (i.e. le profil socioéconomique d'un élève – PSE ci-après) et son score effectif au terme de l'épreuve standardisée en mathématiques ou en sciences. Supposons que nous ayons « centré » la variable PSE en lui soustrayant la valeur moyenne internationale pour tout élève présent dans l'échantillon. Nous référant au graphique 1, nous pouvons représenter le score de l'élève comme une fonction du PSE « centré ». Cette relation présente deux paramètres intéressants : la valeur de l'intercept (a) de la droite et sa pente (b).

Nous voyons que la valeur de l'intercept est en fait la moyenne (en mathématiques ou en sciences) que le pays obtiendrait si le niveau moyen de la variable PSE en son sein était égale à la moyenne internationale. La pente (b) quant à elle renseigne la sensibilité du score lorsque l'on se déplace le long de l'échelle mesurant le profil socioéconomique des élèves (PSE).

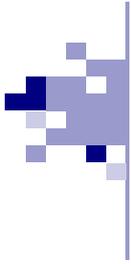
Il est bien clair que les notions d'équité et d'efficacité que nous retenons ici ne sont pas uniques. Il est bien d'autres manières de définir le concept d'efficacité et plus encore celui d'équité/iniquité. Nombre d'auteurs européens par exemple associeront à la notion d'iniquité le simple fait d'observer une forte variance (dispersion) des résultats. Nous avons, pour notre part, retenu une autre conception de l'équité qui s'inquiète plutôt de l'existence d'une relation systématique entre résultats scolaires et caractéristiques personnelles « héritées ». En d'autres termes, une faible mesure d'iniquité au sens où nous l'entendons ici est parfaitement compatible avec une forte dispersion des résultats scolaires au sein d'un pays. Le faible niveau de la pente (b) signifie simplement que la position haute ou basse sur l'échelle de résultats n'est pas fortement corrélée avec le profil socioéconomique (PSE). Et on considèrera qu'au plus cette corrélation est faible au plus le système peut être jugé équitable, car la hiérarchie des résultats scolaires de la génération montante n'est pas le simple reflet de la hiérarchie socio-économique caractérisant la population adulte.

Graphique 1 : Efficacité et iniquité comme sensibilité du résultat au profil socioéconomique (PSE) des élèves

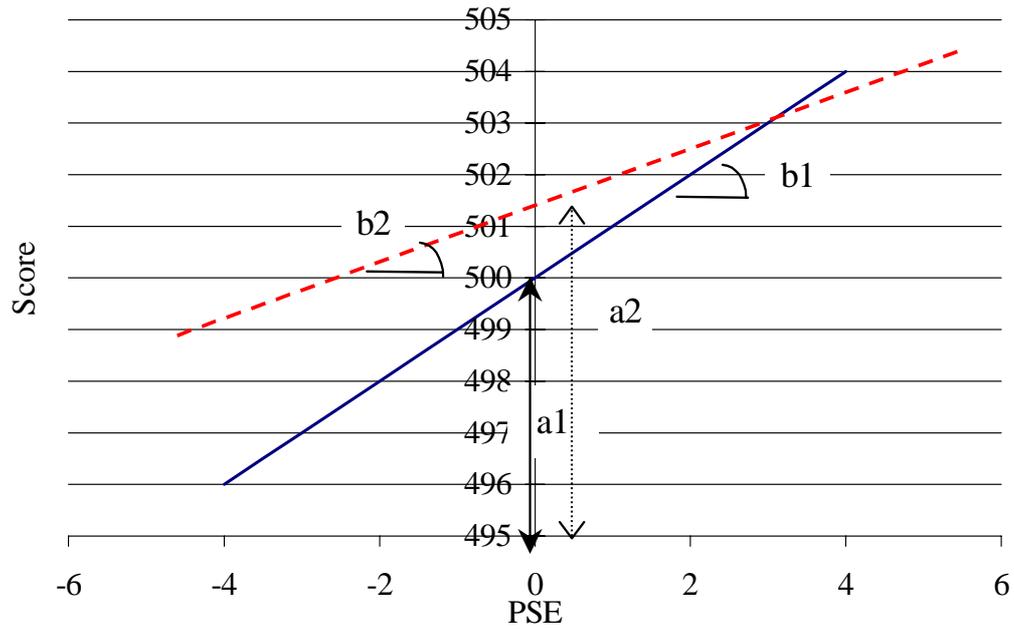


Considérons maintenant le cas de deux pays hypothétiques ($j=1,2$) représentés dans le graphique 2. Supposons que les pays 1 et 2 se différencient de deux manières. Premièrement, en contrôlant pour le PSE, le pays 1 a un score moyen attendu inférieur au pays 2, ce qui se reflète au niveau des valeurs relatives des intercepts ($a_1 < a_2$). On dira dans ce cas que le pays 2 est plus « efficace » que le pays 1 au sens où le score *moyen* qui caractérise un élève dont le PSE serait égal à la moyenne internationale est plus élevé. La seconde diffé-

rence dans l'exemple du graphique 2 concerne les pentes des droites. La pente est plus forte dans le cas du pays 1 que dans le cas du pays 2 ($b_1 > b_2$), ce qui suggère que le score des élèves dans le premier pays est plus sensible à des déplacements le long de l'échelle PSE. On dira dans ce cas que le pays 1 est à la fois moins efficace et moins équitable au sens où la position des élèves en termes d'acquis en mathématiques ou en sciences est plus dépendante de leur origine socioéconomique.



Graphique 2 : Efficacité et iniquité comme sensibilité du résultat au profil socioéconomique (PSE) des élèves. Le cas de deux pays



2. La base de données TIMSS et la mesure du profil socioéconomique

Tous les scores utilisés et présentés ici viennent de TIMSS¹. Cette enquête internationale a été menée en 1994-95 à travers un large ensemble de pays et de régions de l'OCDE. Il s'agit d'une des plus vastes enquêtes internationales sur les acquis des élèves réalisées à ce jour. Les élèves du début du secondaire ont été testés sur leurs compétences en mathématiques et en sciences.

En parallèle, les enquêteurs ont récolté nombre d'informations sur les enseignants, les ressources et le mode de fonctionnement de l'école ainsi que son contexte. TIMSS contient également nombre d'informations sur le profil socioéconomique des élèves. Ce sont ces informations que nous avons utilisées pour construire notre variable PSE.

Pour construire notre indice de profil socioéconomique (PSE), nous avons suivi une procédure relativement classique. Les variables qui influencent généralement le succès scolaire sont [1] le niveau d'éducation des parents, [2] le revenu et le statut professionnel des parents, [3] la structure familiale, [4] le statut en termes d'immigration ou la correspondance entre la langue de la sphère domestique et celle du test. Considérant les informations présentes dans TIMSS, il apparaît que trois de ces catégories peuvent être prises en compte (le revenu et le statut professionnel des parents ne font pas partie des données disponibles). Mais à la réflexion, il est probable que la possession de certains objets soit fortement corrélée au revenu ou au type d'occupation professionnelle des parents. Il paraît donc logique d'utiliser les informations contenues dans

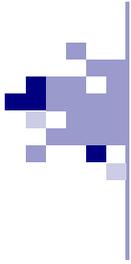
TIMSS au sujet de la possession d'une calculatrice, d'un ordinateur, d'un bureau de travail, d'un dictionnaire et de livres. Ces derniers items doivent en principe valoir pour une bonne approximation du revenu disponible et du statut professionnel.

Nous avons retenus au total 11 items illustrant les catégories 1 à 4 mentionnées ci-dessus en binarisant chacun d'eux (1=présence de la caractéristique *a priori* favorable; 0=absence de cette caractéristique). Nous avons ensuite calculé la moyenne simple, suivant en cela GAMORAN (1996). Cette moyenne a alors fait l'objet d'une standardisation en sorte que la moyenne de l'indice PSE utilisé ci-après vaut 100 et l'écart-type est de 10. Au-delà de la dimension technique, les choix opérés ici signifient que nous postulons une échelle socioéconomique internationale sur laquelle nous situons l'ensemble des élèves présents dans l'échantillon. Notons enfin que toutes les régressions opérées ci-après utilisent la variable PSE en différence à la moyenne internationale (100). Un tel choix nous autorise à considérer que les intercepts que nous estimons (cfr. graphiques 1 et 2) capturent des différentiels d'efficacité (i.e. score moyen escompté) pour un niveau de l'indice PSE égal à la moyenne internationale.

Précisons enfin que, pour obtenir les résultats commentés dans la section 3 ci-dessous, nous avons fusionné l'information relative à 18 pays ou régions : Australie (AUS), Autriche (AUT), Communauté flamande de Belgique (BFL), Communauté française de Wallonie-Bruxelles (BFR), Canada (CAN), France (FRA), Allemagne (DEU), Grèce (GRC), Corée du Sud (KOR), Pays-Bas (NLD), Nouvelle Zélande (NZL), Norvège (NOR), Suède (SWE), Singapour (SGP), Espagne (ESP), Suisse (CHE), Ecosse (SCO) et Etats-Unis d'Amérique (USA). Cela conduit à un total de 141.183 élèves fréquentant les « grades » 7 et 8 (1 et 2^{ème} secondaire) issus de 3.225 classes réparties entre des systèmes scolaires aux histoires et caractéristiques institutionnelles fort diverses.

¹ Third International Math and Science Survey.

Nous utilisons de fait les variables BIMATSCR et BIS-CISCR. Ce sont les variables que les auteurs de TIMSS recommandent d'utiliser s'agissant de procéder aux comparaisons internationales. Non seulement ces variables permettent des comparaisons interpays, mais elles tiennent également compte de la difficulté de chaque item soumis à l'étudiant et de la difficulté relative des items selon les pays. Pour plus de détails, le lecteur est invité à consulter TIMSS (1997).



3. Résultats²

Le graphique 3 présente chacun des 18 pays ou régions repris dans la base de données par un point dont l'abscisse correspond à la mesure d'efficacité (score moyen) et l'ordonnée à la mesure d'équité (sensibilité du score à des variations du profil socioéconomique des élèves). Ce graphique correspond aux cas des sciences en première année du secondaire. Le graphique 4 donne le même genre d'information pour les sciences en deuxième secondaire. Les graphiques 5 et 6 correspondent quant à eux aux mathématiques. Le lecteur intéressé se référera aux annexes pour une présentation complète des résultats économétriques ainsi qu'un exposé analytique des relations estimées.

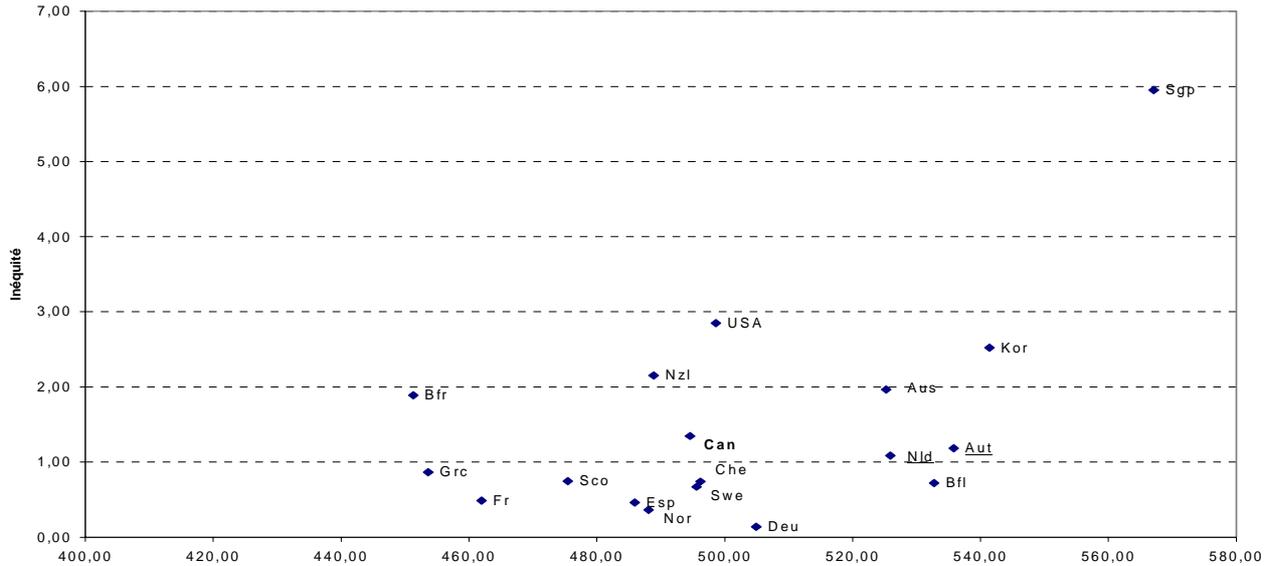
En termes de résultats à proprement parler on retiendra l'existence d'une faible tendance au « tradeoff » entre efficacité et équité : s'il l'on s'élève fortement en termes d'efficacité (score moyen) par un déplacement vers la droite le long de l'axe des abscisses, on semble également s'élever le long de

l'échelle d'iniquité. Le cas des sciences en deuxième secondaire est assez illustratif. Le modèle renseigne un score moyen (mesure d'efficacité) de 615 pour Singapour contre 500 environ pour la Grèce. Cependant l'indice d'iniquité s'élève à 4,35 dans le cas de Singapour contre 0,93 dans le cas Grèce soit plus de quatre fois moins.

Mais la relation positive efficacité-iniquité souffre surtout de très nombreuses exceptions. Certains pays – toujours à peu près les mêmes à vrai dire – obtiennent des performances honorables en termes d'efficacité (score moyen) sans pour autant afficher de fortes sensibilités de ces scores en fonction de l'origine socioéconomique des élèves. Les cas les plus marquants sont ceux de la Communauté flamande de Belgique (Bfl), des Pays-Bas et selon les cas de l'Autriche et de la Suède. A l'inverse, on notera que des pays ou régions comme la Communauté Wallonie-Bruxelles (Bfr), les USA, la Corée du Sud, Singapour voire l'Australie ou la Nouvelle Zélande apparaissent avec des niveaux d'iniquité relativement élevés compte tenu du degré d'efficacité (score moyen) les caractérisant.

²Tous les résultats présentés ici proviennent de l'échantillon dit « population 2 ». Les résultats chiffrés sont présentés dans les tableaux 1 (sciences) et 2 (mathématiques) de l'annexe 2.

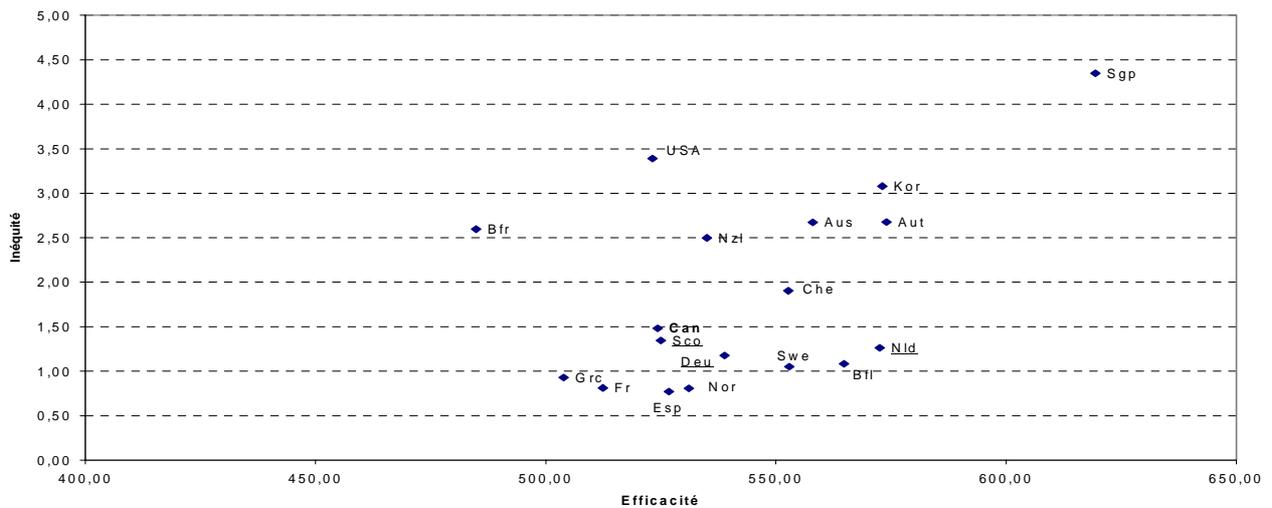
Graphique 3 : Efficacité versus iniquité PSE. Science : première année de l'enseignement secondaire (grade 7=1° secondaire)



Source : TIMSS 1995

Australie (AUS), Autriche (AUT), Communauté flamande de Belgique (BFL), Communauté française de Belgique (BFR), Canada (CAN), France (FRA), Allemagne (DEU), Grèce (GRC), Corée du Sud (KOR), Pays-Bas (NLD), Nouvelle Zélande (NZL), Norvège (NOR), Suède (SWE), Singapour (SGP), Espagne (ESP), Suisse (CHE), Ecosse (SCO) et Etats-Unis d'Amérique (USA)

Graphique 4 : Efficacité versus inéquité PSE. Science : deuxième année du secondaire (grade 8=2° secondaire)

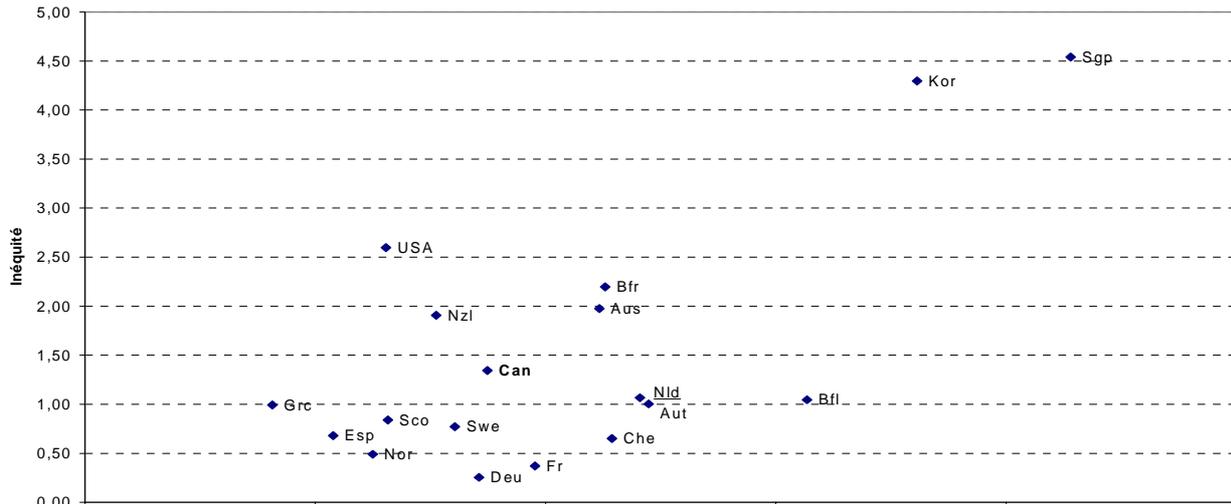


Source : TIMSS 1995

Australie (AUS), Autriche (AUT), Communauté flamande de Belgique (BFL), Communauté française de Belgique (BFR), Canada (CAN), France (FRA), Allemagne (DEU), Grèce (GRC), Corée du Sud (KOR), Pays-Bas (NLD), Nouvelle Zélande (NZL), Norvège (NOR), Suède (SWE), Singapour (SGP), Espagne (ESP), Suisse (CHE), Ecosse (SCO) et Etats-Unis d'Amérique (USA)



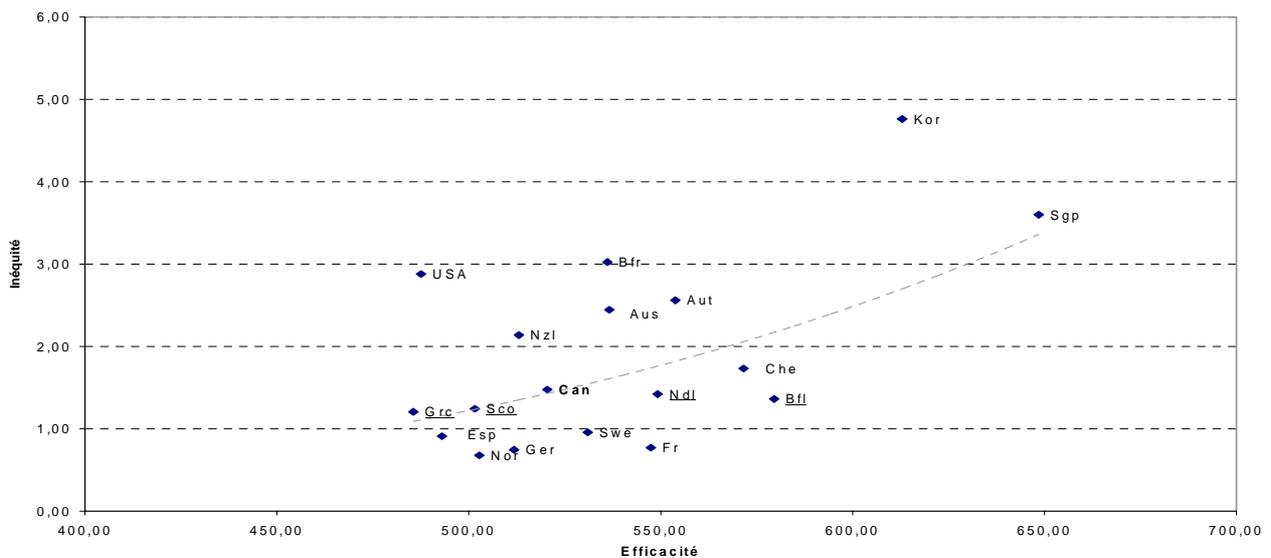
Graphique 5 : Efficacité versus iniquité PSE. Mathématiques : première année du secondaire (grade 7=1° secondaire)



Source : TIMSS 1995

Australie (AUS), Autriche (AUT), Communauté flamande de Belgique (BFL), Communauté française de Belgique (BFR), Canada (CAN), France (FRA), Allemagne (DEU), Grèce (GRC), Corée du Sud (KOR), Pays-Bas (NLD), Nouvelle Zélande (NZL), Norvège (NOR), Suède (SWE), Singapour (SGP), Espagne (ESP), Suisse (CHE), Ecosse (SCO) et Etats-Unis d'Amérique (USA)

Graphique 6 : Efficacité versus iniquité PSE. Mathématiques : deuxième année du secondaire (grade 8=2° secondaire)



Source : TIMSS 1995

Australie (AUS), Autriche (AUT), Communauté flamande de Belgique (BFL), Communauté française de Belgique (BFR), Canada (CAN), France (FRA), Allemagne (DEU), Grèce (GRC), Corée du Sud (KOR), Pays-Bas (NLD), Nouvelle Zélande (NZL), Norvège (NOR), Suède (SWE), Singapour (SGP), Espagne (ESP), Suisse (CHE), Ecosse (SCO) et Etats-Unis d'Amérique (USA)

4. Conclusions

L'équité et l'efficacité sont des sujets au centre de nombre de débats et objets de politiques scolaires dans beaucoup de pays. Au moyen de l'enquête internationale sur les acquis des élèves en mathématiques et en sciences menée par l'IEA et l'OCDE en 1995 nous sommes parvenus ici à mesurer la « performance » de 18 pays ou régions – dont la Communauté Wallonie-Bruxelles – simultanément en termes d'efficacité et d'équité.

Il apparaît clairement que les pays/régions sont loin d'être égaux selon ces deux paramètres. Aux différentiels d'efficacité (scores moyens) largement commentés au moment de la divulgation des résultats de l'enquête s'ajoutent des différentiels d'iniquité. Certains pays affichent en effet des résultats qui varient plus fortement selon l'origine socioéconomique des élèves que d'autres. S'il existe une certaine tendance à l'arbitrage entre efficacité et équité, il est fort intéressant de noter que cette relation s'établit à des « niveaux » différents selon les groupes de pays et ce de manière relativement stable selon les matières et les niveaux d'études étudiés. Pour un niveau d'efficacité (score moyen) donné, on remarque en effet que le degré d'iniquité peut varier du simple au double selon les pays.

S'agissant de la Communauté Wallonie-Bruxelles plus particulièrement, les résultats obtenus ici confirment le résultat largement médiatisé au moment de la sortie de TIMSS à savoir que notre système d'enseignement se distingue par une efficacité (score moyen) conforme à la moyenne internationale (mathématique) ou inférieure à celle-ci (en Science). Mais le résultat que nous épinglons est celui de *l'iniquité relativement élevée* compte tenu du degré d'efficacité observé.

De tels résultats devraient bien entendu faire l'objet de confirmations dans le cadre d'autres enquêtes. Il serait ainsi fort intéressant de répliquer le travail exposé dans cette note au moyen des don-

nées produites par la prochaine enquête internationale sur les acquis (Oecd Program for International Student Assessment, PISA).

Au-delà, il reste bien entendu à comprendre comment et pourquoi de telles différences de « performance » en termes d'iniquité et d'efficacité existent. Nous développons cette discussion ailleurs pour le cas spécifique de la Communauté Wallonie-Bruxelles (Vandenberghe, 2000). On peut cependant déjà ici formuler quelques hypothèses en ce qui concerne la relation entre mode de fonctionnement d'un système d'enseignement et iniquité.

Le choix du mode de regroupement des élèves variable selon les pays peut intervenir pour expliquer une partie des différentiels d'iniquité observés. La présence de classes (ou d'établissements) homogènes au regard du public élève qu'elles accueillent ou de classes (ou d'établissements) hétérogènes favorisant la coexistence d'élèves d'origines variées en leur sein peut constituer un facteur explicatif du degré d'iniquité socioéconomique de traitement des élèves, à condition de montrer, d'une part, que le regroupement dans des classes homogènes, qui se base généralement sur les performances scolaires, recoupe également l'appartenance aux classes socioéconomiques (première hypothèse) et, d'autre part, que le regroupement homogène pénalise les élèves les plus faibles tandis qu'il favorise les élèves les plus forts (seconde hypothèse). La seconde hypothèse est largement confirmée par toutes les études telles que celles de Duru-Bellat et Mingat (1997) qui attestent de l'existence d'effets de pairs (aussi appelés effets de contexte). Quant à la première hypothèse, elle se confirme notamment dans des études empiriques réalisées en Communauté française Wallonie-Bruxelles où l'analyse tend à montrer qu'il existe une corrélation forte entre retard scolaire et origine socioéconomique des élèves (Zachary et



Vandenberghe, 2000).

Certaines caractéristiques organisationnelles sont susceptibles d'augmenter l'homogénéité du public au sein des classes ou établissements. Au premier rang de ceux-ci, nous citerons le libre choix de l'établissement scolaire par les élèves et les parents. Cette caractéristique institutionnelle favorise en effet l'instauration d'un quasi-marché scolaire au sein duquel les établissements sont mis en situation de concurrence, ce qui peut avoir pour conséquence une relative hiérarchisation des établissements en fonction du public qu'ils accueillent. En Communauté Wallonie-Bruxelles par exemple, on constate que plus nombreuses sont les écoles sur un espace donné, plus les différences entre elles

s'accroissent en terme notamment de retard moyen du public scolarisé (Vandenberghe, 1998).

Enfin, l'organisation même du curriculum scolaire peut jouer un rôle : fait-il le choix d'une structure basée sur un tronc commun long (enseignement intégré) ou bien d'une organisation en filières centrée sur une différenciation précoce des formations ? Nous savons que le type d'organisation du système scolaire n'est pas neutre par rapport au traitement qu'il opère vis-à-vis d'élèves de provenances socioéconomiques variées (Zachary et Dupriez, 1999 ; Monseur et Demeuse, 1999). Ces différentes hypothèses sont actuellement en cours d'investigation.

Annexe 1: Présentation analytique

Considérons a priori, pour un pays donné, la relation entre la variable de prédiction de la performance scolaire par excellence (i.e. le profil socioéconomique d'un élève (X_{ij}) et son score effectif (Y_{ij}) au terme de l'épreuve standardisée en mathématiques ou en sciences. Supposons que nous ayons « centré » la variable X_{ij} en lui soustrayant la valeur moyenne internationale pour tout élève présent dans l'échantillon :

$$Y_{ij} = \alpha_j + \beta \hat{X}_{ij} + \varepsilon_{ij} \quad (1)$$

$$\text{avec } \hat{X}_{ij} = X_{ij} - X_{..}$$

Nous voyons que la valeur de l'intercept (α_j) est en fait la moyenne (en mathématiques ou en sciences) que le pays obtiendrait si le niveau moyen de la variable en son sein était égale à la moyenne internationale. La pente (β_j) quant à elle renseigne la sensibilité du score lorsque l'on se déplace le long de l'échelle mesurant le profil socioéconomique des élèves.

Ce modèle simple peut être modifié légèrement de manière à traiter simultanément tous les pays tout en permettant la présence d'effets pays. Supposons en effet que les pays – à l'exception de l'un d'entre eux – soient désignés au moyen de variables dites muettes D_j (FOX, 1997) valant 1 lorsque l'élève appartient au pays j et 0 autrement. L'équation 1 devient :

$$Y_{ij} = \alpha + \beta \hat{X}_{ij} + \gamma_1 D_1 + \dots + \gamma_{n-1} D_{n-1} + \varepsilon_{ij} \quad (2)$$

En particulier lorsqu'il s'agit du pays j :

$$Y_{ij} = (\alpha + \gamma_j) + \beta \hat{X}_{ij} + \varepsilon_{ij} \quad (3)$$

Dans l'équation 3, le coefficient γ_j renseigne le différentiel d'intercept par rapport au pays de référence (ici le Canada), soit le différentiel de score moyen à interpréter comme un différentiel d'efficacité.

On peut complexifier un peu plus l'équation 3 de manière à saisir des différentiels d'équité PSE cette fois. Il s'agit d'introduire dans la régression les variables D_j en interaction avec la variable PSE

$$Y_{ij} = \alpha + \beta \hat{X}_{ij} + \gamma_1 D_1 + \dots + \gamma_{n-1} D_{n-1} + \delta_1 X_{ij} D_1 + \dots + \delta_{n-1} X_{ij} D_{n-1} + \varepsilon_{ij} \quad (4)$$

Et lorsqu'il s'agit du pays j , l'équation devient cette fois :

$$Y_{ij} = (\alpha + \gamma_j) + (\beta + \delta_j) \hat{X}_{ij} + \varepsilon_{ij} \quad (5)$$

avec le paramètre δ_j qui renseigne cette fois le différentiel de pente par rapport au pays de référence (ici le Canada) qui lui-même atteste d'un différentiel d'équité entre les deux pays.



Annexe 2 : Résultats de l'analyse par régression

Tableau 1 : Sciences (grades 7 & 8). Score moyen et sensibilité au profil socioéconomique (PSE)

Variable	Grade 7			Grade 8		
	Coefficient	PVALUE	T statistics	Coefficient	PVALUE	T statistics
<u>Efficacité</u>						
α (CAN=réf.)	494,5488	0,0000	472,4847	524,2928	0,0000	488,9271
AUS	30,6820	0,0000	19,8805	33,7139	0,0000	22,6703
AUT	41,2683	0,0000	21,8005	49,7247	0,0000	24,5554
BFL	38,2053	0,0000	19,0501	40,4579	0,0000	19,7201
BFR	-43,2638	0,0000	-20,3177	-39,4237	0,0000	-18,9986
FRA	-32,6149	0,0000	-14,8743	-11,8942	0,0000	-5,0585
DEU	10,3836	0,0000	5,3983	14,5603	0,0000	7,2511
GRC	-40,9103	0,0000	-23,4038	-20,4157	0,0000	-11,4323
KOR	46,8508	0,0000	24,4136	48,8076	0,0000	24,4548
NLD	31,3698	0,0000	14,2661	48,2497	0,0000	20,7061
NZL	-5,6757	0,0023	-3,0540	10,7317	0,0000	5,8648
NOR	-6,4362	0,0024	-3,0370	6,7967	0,0006	3,4540
SCO	-19,0633	0,0000	-9,9991	0,7284	0,7177	0,3615
SGP	72,5526	0,0000	37,8437	95,0676	0,0000	51,5761
ESP	-8,6337	0,0000	-4,8743	2,4504	0,1810	1,3377
SWE	1,0624	0,5831	0,5488	28,6319	0,0000	18,2806
CHE	1,6464	0,3362	0,9616	28,4128	0,0000	19,3181
USA	4,0620	0,0208	2,3112	-1,0963	0,4678	-0,7260
<u>Equité</u>						
β (CAN=réf.)	1,3958	0,0000	15,1298	1,4819	0,0000	14,8678
PSE AUS	0,6180	0,0001	3,9657	1,1923	0,0000	7,7142
PSE AUT	-0,1638	0,4280	-0,7926	1,1960	0,0000	4,8430
PSE BFL	-0,6276	0,0001	-3,9503	-0,3977	0,0157	-2,4150
PSE BFR	0,5416	0,0162	2,4042	1,1137	0,0000	5,1849
PSE FRA	-0,8615	0,0000	-4,5365	-0,6706	0,0018	-3,1226
PSE DEU	-1,2087	0,0000	-7,0965	-0,3060	0,1080	-1,6073
PSE GRC	-0,4831	0,0007	-3,3920	-0,5527	0,0005	-3,4917
PSE KOR	1,1760	0,0000	4,9996	1,5986	0,0000	6,5123
PSE NLD	-0,2626	0,2648	-1,1152	-0,2197	0,3843	-0,8700
PSE NZL	0,8055	0,0000	4,2283	1,0167	0,0000	5,1728
PSE NOR	-0,9828	0,0000	-5,2835	-0,6752	0,0002	-3,7244
PSE SCO	-0,6009	0,0006	-3,4168	-0,1371	0,4981	-0,6775
PSE SGP	4,6042	0,0000	18,0403	2,8671	0,0000	11,8199
PSE ESP	-0,8848	0,0000	-5,0270	-0,7106	0,0002	-3,7113
PSE SWE	-0,6755	0,0003	-3,6508	-0,4300	0,0047	-2,8291
PSE CHE	-0,6061	0,0004	-3,5325	0,4214	0,0071	2,6939
PSE USA	1,5012	0,0000	8,3898	1,9089	0,0000	12,2823
R ² ajusté	0,12			0,12		

Source: TIMSS 1995

Tableau 2 : Mathématiques (grades 7 & 8). Score moyen et sensibilité au profil socioéconomique (PSE)

Variable	Grade 7			Grade 8		
	Coefficient	PVALUE	T statistics	Coefficient	PVALUE	T
Efficacité						
α (CAN=réf.)	487,34	0,0000	502,2207	520,46	0,0000	512,1426
AUS	24,36	0,0000	17,0255	16,15	0,0000	11,4576
AUT	35,09	0,0000	19,9925	33,32	0,0000	17,3632
BFL	69,44	0,0000	37,3487	59,15	0,0000	30,4233
BFR	25,61	0,0000	12,9725	15,66	0,0000	7,9611
FRA	10,39	0,0000	5,1118	26,98	0,0000	12,1092
DEU	-1,79	0,3146	-1,0056	-8,62	0,0000	-4,5316
GRC	-46,69	0,0000	-28,8139	-34,91	0,0000	-20,6267
KOR	93,35	0,0000	52,4709	92,48	0,0000	48,8932
NLD	33,14	0,0000	16,2581	28,77	0,0000	13,0296
NZL	-11,10	0,0000	-6,4424	-7,41	0,0000	-4,2733
NOR	-24,86	0,0000	-12,6515	-17,74	0,0000	-9,5141
SCO	-21,59	0,0000	-12,2131	-18,91	0,0000	-9,9034
SGP	126,71	0,0000	71,2927	128,02	0,0000	73,2889
ESP	-33,46	0,0000	-20,3760	-27,48	0,0000	-15,8296
SWE	-7,03	0,0001	-3,9151	10,57	0,0000	7,1235
CHE	27,08	0,0000	17,0586	51,19	0,0000	36,7271
USA	-22,04	0,0000	-13,5268	-32,94	0,0000	-23,0206
Equité						
β (CAN=réf.)	1,3468	0,0000	15,7472	1,4755	0,0000	15,6211
PSE AUS	0,6307	0,0000	4,3654	0,9692	0,0000	6,6170
PSE AUT	-0,3414	0,0747	-1,7822	1,0860	0,0000	4,6404
PSE BFL	-0,2995	0,0421	-2,0330	-0,1128	0,4700	-0,7225
PSE BFR	0,8505	0,0000	4,0721	1,5488	0,0000	7,6088
PSE FRA	-0,9740	0,0000	-5,5325	-0,7034	0,0005	-3,4558
PSE DEU	-1,0893	0,0000	-6,8987	-0,7298	0,0001	-4,0446
PSE GRC	-0,3522	0,0076	-2,6677	-0,2689	0,0730	-1,7927
PSE KOR	2,9502	0,0000	13,5297	3,2864	0,0000	14,1272
PSE NLD	-0,2798	0,2000	-1,2816	-0,0537	0,8224	-0,2244
PSE NZL	0,5615	0,0015	3,1795	0,6632	0,0004	3,5605
PSE NOR	-0,8553	0,0000	-4,9602	-0,7960	0,0000	-4,6333
PSE SCO	-0,5051	0,0019	-3,0979	-0,2309	0,2286	-1,2039
PSE SGP	3,1951	0,0000	13,5041	2,1252	0,0000	9,2447
PSE ESP	-0,6667	0,0000	-4,0860	-0,5642	0,0019	-3,1096
PSE SWE	-0,5754	0,0008	-3,3541	-0,5183	0,0003	-3,5978
PSE CHE	-0,6936	0,0000	-4,3604	0,2575	0,0823	1,7375
PSE USA	1,2529	0,0000	7,5529	1,4044	0,0000	9,5349
R ² ajusté	0,22			0,20		

Source: TIMSS 1995



Bibliographie

Duru-Bellat, M. et Mingat, A. (1997) Constitution des classes de niveau dans les collèges. Les effets pervers d'une pratique à visée égalisatrice, *Revue française de sociologie*, n° 38-4.

Fox, J. (1997) *Applied Regression Analysis, Linear Models, and Related Methods*, Sage Publications, London, UK.

Gamoran, A. (1996) Curriculum Standardization and Equality of Opportunity in Scottish Secondary Education : 1984-90, *Sociology of Education*, 69 (January), 1-21.

Monseur, C. et Demeuse, M. (1999) *L'efficacité des systèmes éducatifs. Modalités de groupement des élèves dans l'enseignement obligatoire*, Dossier d'étude à l'intention de la DG XXII, Commission européenne.

TIMSS (1997) *User Guide for the TIMSS International Database*, Primary and Middle School Years, Population 1 and Population 2, Data collected in 1995, TIMSS International Study Center, Boston College, Chestnut Hill, Ma., USA.

Vandenberghe V. (1998) L'enseignement en Communauté française de Belgique: un quasi-marché , *Reflets et Perspectives de la vie économiques*, Vol. 37, No 1, pages 65-75.

Vandenberghe, V. (2000) Enseignement et iniquité : singularités de la question en Communauté Wallonie-Bruxelles, *Cahier de recherche du Girsef*, No 8 Girsef, UCL, Louvain-la-Neuve.

Zachary, MD. et Dupriez, V. (1999) Structures scolaires et équité pédagogique, in *L'économie sociale : formes d'organisation et institutions*, Actes des XIXe journées de l'Association d'économie sociale, L'Harmattan, Paris.

Zachary, MD. et Vandenberghe, V. (2000) L'école et son environnement : entre concurrence et partenariat, *mimeo*, Girsef, UCL, Louvain-la-Neuve.

Cahiers de Recherche du GIRSEF

Déjà Parus :

Thiéry F., Zachary M-D., De Villé Ph., Vandenberghe V. (1999) Enseignement initial : les enjeux du développement de l'enseignement supérieur sur fond de crise de l'enseignement secondaire qualifiant, *Les cahiers de Recherche du GIRSEF*, n° 1.

Conter B., Maroy C., Urger F. (1999) Le développement de la formation professionnelle continue en Belgique francophone, *Les cahiers de Recherche du GIRSEF*, n° 2.

Vandenberghe V. (1999) Regard rétrospectif sur la dynamique des dépenses d'enseignement en Communauté française de Belgique :1988-1998, *Les cahiers de Recherche du GIRSEF*, n° 3.

Dupriez V., Maroy C. (1999) Politiques scolaires et coordination de l'action, *Les cahiers de Recherche du GIRSEF*, n° 4.

Doray, P. (2000) Les articulations entre formation professionnelle initiale et formation continue au Québec : quelques pistes de travail, *Les cahiers de Recherche du GIRSEF*, n° 5.

Casalfiore S. (2000) L'activité des enseignants en classe. Contribution à la compréhension de la réalité professionnelle des enseignants, *Les cahiers de Recherche du GIRSEF*, n°6.

Si vous souhaitez obtenir d'autres numéros de ces cahiers, vous pouvez les obtenir au secrétariat du GIRSEF au prix unitaire de 250 frs, Place Montesquieu 1 bte 14, B-1348 Louvain-la-Neuve, Tél : 32-10-472066, Fax : 32-10-472400, email : girsef@anso.ucl.ac.be

Un résumé des textes parus dans ces cahiers est disponible sur le Web à l'adresse suivante : <http://www.girsef.ucl.ac.be/cahiers.html>.