

Performances scolaires des élèves allochtones et origine sociale

Notes marginales auprès du rapport de la Fondation Roi Baudouin

Par Nico Hirtt

Appel pour une école démocratique, mars 2007

Fin mai 2006, l'OCDE publiait un rapport montrant que, selon les données de l'enquête internationale PISA 2003, la Belgique était l'un des pays présentant les plus grandes inégalités de compétences scolaires entre autochtones et allochtones (OECD, 2006). Quelques semaines plus tard, l'Aped (Appel pour une école démocratique) réagissait à cette étude et aux commentaires qu'elle avait suscité dans la presse et dans la classe politique belge (Vandenbroucke, 2006). Notre étude montrait en effet que les mauvais résultats des allochtones de deuxième génération s'expliquaient principalement (en Flandre), voire entièrement (en Communauté française), par leur appartenance sociale : « *les facteurs propres à l'origine ethnique, culturelle, nationale, linguistique... des élèves allochtones sont toujours secondaires — et souvent négligeables — par rapport aux facteurs socio-économiques* » écrivions nous (Hirtt, 2006). Huit mois plus tard, la Fondation Roi Baudouin (FRB) publie à son tour une étude relative aux résultats des enfants issus de l'immigration, basée également sur PISA 2003 (Jacobs, Rea, Hanquinet, 2007). Dans leurs conclusions, les auteurs affirment que leurs résultats contredisent nos thèses de juin 2006 et que « *le statut socioéconomique, malgré le rôle très important qu'il joue, n'absorbe pas les effets des autres facteurs* » (langue et/ou statut d'immigration). Ils observent au contraire que « *la langue parlée à la maison constitue un autre facteur déterminant, influençant grandement l'écart existant entre élèves, et notamment entre élèves autochtones et issus de l'immigration* » et que, même indépendamment de la langue, « *les élèves issus de l'immigration se trouvent toujours dans une situation défavorable* ». Sans vouloir entrer dans une démarche polémique, mais à seule fin de clarifier les choses sur le plan technique et d'approfondir un débat qui nous semble réellement crucial, nous avons voulu confronter nos propres méthodes à celles utilisées dans l'étude de la FRB. Au terme de cette nouvelle analyse des données, nous sommes plus que jamais convaincus de l'exactitude des conclusions que nous formulions en juin.

Les calculs de la FRB

Les six premiers chapitres de l'étude de la Fondation Roi Baudouin n'appellent guère de commentaires ici. Ils confirment et développent les constat de l'OCDE et de l'Aped sur les résultats globaux des enfants issus de l'immigration. Nous ne souhaitons discuter ici que le septième et dernier chapitre. Les auteurs y cherchent, comme nous l'avions fait en juin 2006, à isoler l'effet strictement lié à la situation migratoire des élèves ou à leur langue maternelle, de l'effet dû à leur origine sociale. Pour ce faire, ils ont procédé à une régression linéaire multiple, permettant de mesurer l'impact de différentes variables (supposées « indépendantes¹») sur une variable dépendante (ici les résultats obtenus en mathématique aux tests PISA 2003). La FRB a ainsi testé cinq modèles différents :

- Le **modèle 1** utilise deux variables binaires¹ : la première vérifie si l'élève appartient ou non à la « deuxième génération »²; la seconde teste s'il appartient ou non à la « première génération ».

¹ Une variable binaire est une variable qui ne peut prendre que deux valeurs, par exemple « vrai » ou « faux ».

² Nous utilisons la terminologie définie dans le rapport initial de l'OCDE : « première génération » désigne les élèves nés à l'étranger; « deuxième génération » désigne les élèves nés en Belgique de parents nés, tous deux, à l'étranger.

- Le **modèle 2** ajoute une première variable quantitative destinée à mesurer l'origine socio-économique de l'élève : le nombre d'années d'études du parent ayant effectué les études les plus longues. Dans le jargon technique de PISA, cette variable se nomme « PARED » (pour « PARENTal EDUcation).
- Le **modèle 3** ajoute une deuxième variable quantitative, également significative de l'origine socio-économique : le niveau professionnel le plus élevé des parents, mesuré sur une échelle allant de 0 à 90, elle-même construite à partir des codes ISCO des professions des parents. C'est la variable nommée « HISEI » (pour « Highest ISEI⁵») dans la base de données PISA.
- Le **modèle 4** ajoute une variable binaire, vérifiant si la langue parlée à la maison est ou non la langue du test.³
- Le **modèle 5** inclut enfin une dernière variable binaire : le type d'enseignement, général ou qualifiant

Voici les résultats que l'on obtient pour la Communauté française :

Coefficients de régression pour les cinq modèles de régression linéaire de la FRB⁴
Variable dépendante : résultats en mathématique — Communauté française

Variabiles	Modèle 1	Modèle 2	Modèle 3	Modèle 4	Modèle 5
Allochtone 2e génération (binaire)	-45,1	-26,1	-22,0	-18,2	-31,6
Allochtone 1e génération (binaire)	-90,1	-69,6	-69,1	-65,4	-50,8
Etudes des parents (années)		7,11	3,00	2,99	0,935
Profession des parents (ISEI)			1,82	1,81	0,900
Langue du test (binaire)				16,5	16,6
Enseignement qualifiant (binaire)					-99,1
R ²	0,06	0,11	0,18	0,19	0,39

Les nombres qui figurent dans ce tableau sont les coefficients de régression des variables, pour chacun des modèles considérés. Ces coefficients représentent l'effet d'une variation unitaire de la variable sur les points en mathématique, lorsqu'on isole l'impact des autres variables du modèle considéré. Par exemple, dans la colonne du « modèle 1 », on apprend que le fait d'être un allochtone de 2e génération (donc né en Belgique de parents nés à l'étranger) plutôt qu'un autochtone, entraîne en moyenne une chute de 45,1 points aux tests PISA en mathématique⁵. Au « modèle 3 », ce coefficient tombe à -22. Mais ce modèle-là inclut deux nouvelles variables : le nombre (maximum) d'années d'étude des parents et leur indice professionnel ISEI (maximum). Dans ce cas, le coefficient signifie que si l'on compare des élèves dont les parents ont le même niveau d'étude et le même niveau professionnel, alors le fait d'être un allochtone de 2e généra-

³ Ou un dialecte de la langue de test.

⁴ Afin de pouvoir utilement comparer les résultats des cinq modèles, les chercheurs de la FRB ont pris soin de réduire leur échantillon aux élèves pour lesquels les six variables présentaient une valeur connue.

⁵ Rappelons que les « points » PISA sont normalisés de façon à présenter une distribution dont la moyenne est 500 et l'écart type 100 (tous pays confondus).

tion plutôt qu'un autochtone entraîne, en moyenne, un déficit de 22 points en mathématique. Pareillement, le nombre 2,99 en regard de la variables « études des parents », dans la même colonne, signifie que, toutes choses étant égales par ailleurs (statut immigré, profession des parents), chaque année d'étude des parents entraîne un gain de 3 points aux tests PISA en mathématique.

La dernière ligne du tableau (R^2) est le coefficient de détermination, c'est-à-dire le pourcentage de la variance inter-élèves qui peut être expliqué par chacun des modèles. Ainsi, le modèle trois permet-il d'expliquer 18% des écarts de résultats entre élèves en Communauté française.

Un tableau similaire a été établi pour la Communauté flamande :

Coefficients de régression pour les cinq modèles de régression linéaire de la FRB
Variable dépendante : résultats en mathématique — Communauté flamande

Variabes	Modèle 1	Modèle 2	Modèle 3	Modèle 4	Modèle 5
Allochtone 2e génération (binaire)	-98,3	-70,7	-64,7	-38,0	-44,9
Allochtone 1e génération (binaire)	-90,1	-69,6	-70,6	-49,8	-53,0
Etudes des parents (années)		9,37	4,07	4,07	1,54
Profession des parents (ISEI)			1,76	1,77	0,858
Langue du test (binaire)				44,1	53,4
Enseignement qualifiant (binaire)					-99,4
R^2	0,04	0,11	0,19	0,20	0,41

Les conclusions de la FRB quant à l'impact relatif des facteurs socio-économiques d'une part, de l'origine nationale d'autre part (langue, statut d'immigration) sont entièrement basées sur ces tableaux. Ainsi, observent les auteurs, « *les effets des variables de l'origine (allochtone ou non) restent significativement importants (même) après avoir tenu compte de variables relatives au statut socio-économique* ». Ils soulignent par exemple, au modèle 3, des coefficients de -22 et -64,7 pour les allochtones de deuxième génération et, surtout, des coefficients de -69,1 et -70,6 chez les « immigrés » (allochtones de première génération). A contrario, ils observent le « *relativement faible impact* » des variables « études des parents » (coefficients de 3,00 et 4,07) et « profession des parents » (1,82 et 1,76). Ces coefficients deviennent même complètement négligeables au modèle 5. Au final, la FRB conclut : « *En Communauté française comme en Communauté flamande la conclusion générale de l'analyse multivariée est similaire: il y a encore d'autres facteurs qui sont à la base de l'écart entre élèves autochtones et élèves issus de l'immigration que les facteurs socio-économiques et la langue parlée à la maison* ».

Nous allons maintenant montrer pourquoi nous jugeons cette conclusion hâtive, et même incorrecte dans le cas de la Communauté française. Les procédures de calcul des chercheurs de la

FRB ne sont évidemment pas en cause⁶. En revanche nous pensons que leur interprétation des chiffres est parfois abusive et que, d'autre part, le choix de leurs variables n'est pas toujours adéquat.

Remarquons d'emblée une situation étonnante au modèle 5, et ce dans les deux communautés : le fait d'ajouter une variable relative au type d'enseignement (général ou qualifiant) semble augmenter le coefficient de régression des variables d'origine (allochtone ou autochtone). Étrangement, cette anomalie n'est pas commentée par les chercheurs de la FRB. Or notre étude de juin 2006 y apporte pourtant une explication fort simple et éclairante. Nous y reviendrons plus loin et nous concentrerons, pour l'instant, sur les modèles 2 à 4, qui permettent de comparer directement l'action respective de la situation immigrée et de l'origine socio-économique.

Les résultats des allochtones de première génération ne sont pas pertinents

Comme le montrent les tableaux, c'est pour les élèves de première génération (nés à l'étranger) que les écarts par rapport aux élèves autochtones sont les plus élevés, particulièrement à origine sociale égale (modèles 3 et 4). L'étude de la FRB se base notamment sur ces résultats pour conclure à l'action de facteurs autres que socio-économiques. Ceci nous paraît peu fondé, pour deux raisons. Premièrement, les élèves nés à l'étranger ont effectué tout ou partie de leurs études antérieures dans leur pays d'origine. Dès lors, il est impossible de déterminer ce qui, dans leurs résultats, est réellement le fait du système éducatif belge. Deuxièmement, on sait que les résultats des allochtones de première génération sont fortement déformés par la présence d'un nombre important d'élèves Français (en Communauté française) et Néerlandais (en Communauté flamande). Bien que catalogués « immigrés de première génération » dans la classification PISA, il s'agit en réalité bien souvent de transfrontaliers qui viennent poursuivre leur scolarité en Belgique, souvent dans l'enseignement de qualification, précisément parce qu'ils ont des difficultés scolaires dans leur pays d'origine.

Si l'objectif est d'analyser dans quelle mesure les élèves « issus de l'immigration » — maghrébine, turque, africaine... — présentent des lacunes scolaires spécifiques, autres que celles liées à leur origine sociale, c'est sur les élèves de deuxième génération qu'il faut concentrer notre attention.

Une interprétation incorrecte des coefficients de régression

Pour une bonne interprétation des tableaux ci-dessus, il importe de ne pas se laisser induire en erreur par les écarts apparents entre des coefficients de régression de nature totalement différente : les uns sont associés à des variables binaires et les autres à des variables quantitatives. Nous estimons que le rapport de la FRB n'insiste pas assez sur ce point. Ainsi, au « modèle 3 » en Communauté française, le coefficient de -22,0 associé à la variable « allochtone de 2e génération » pourrait sembler beaucoup plus élevé (en valeur absolue) que le modeste coefficient 3,0 de la variable « Études des parents ». Or, ces deux coefficients ne sont évidemment pas comparables. Le premier représente une perte unique de 22 points, associée à une variable binaire. Alors que le deuxième a la signification d'un coefficient angulaire, associé à une variable quantitative qui s'exprime en années : il signifie un gain de 3 points *par année d'études supplémentaire* chez les parents. Ainsi, entre un étudiant dont les parents n'ont pas dépassé l'enseignement primaire (6 ans d'études) et un étudiant qui aurait un parent universitaire (17 ans d'études par

⁶ Nous avons évidemment commencé par refaire les calculs de la FRB. En suivant scrupuleusement les recommandations du manuel technique de PISA 2003, nous obtenons les mêmes résultats qu'eux, à quelques décimales près cependant, la différence étant surtout perceptible dans le cas de la Flandre. Nous avons des raisons de croire que ces très légers écarts pourraient résulter de différences dans la classification des élèves en filières d'enseignement « général » ou « qualifiant ». En effet, dans certains cas le choix est loin d'être évident. Or, l'application de la procédure de « *list case deletion* », qui exclut de l'échantillon tout individu pour lequel une des variables de la régression n'a pas de valeur définie, fait en sorte que ces choix se répercutent sur les résultats de tous les modèles envisagés. Quoi qu'il en soit, les différences sont infimes et n'interviennent donc nullement dans la discussion menée ici.

exemple), l'impact moyen est de $(17-6) \times 3,0 = 33$ points, soit bien davantage que l'impact de la situation immigrée (2e génération ou non). Or, il se fait que c'est parmi les immigrés de deuxième génération d'origine turque et maghrébine que l'on trouve en grande proportion des élèves dont les parents n'ont pas dépassé l'enseignement primaire.

Pareillement, le coefficient de 1,76 associé à la variable « profession des parents » dans le modèle 3 en Communauté flamande ne peut être comparé directement au coefficient -64,7 associé à la variable « allochtone de deuxième génération ». Le coefficient de 1,76 ne prend du sens que si l'on examine concrètement la classification ISEI des professions. Par exemple, un ouvrier non qualifié du secteur agricole ou d'une entreprise de nettoyage a un indice ISEI de 16, alors qu'un médecin a un indice ISEI de 85. Dès lors, le fait d'être le fils d'un médecin plutôt que d'un ouvrier agricole ou d'un agent d'entretien, implique en moyenne un gain de $(85-16) \times 1,76 = 121,4$ points, soit le double de l'impact négatif associé, dans le même modèle, à un statut d'allochtone de deuxième génération. Sachant cela, on comprend très mal comment les auteurs de l'étude de la FRB ont pu juger que ces coefficients de 1,76 (communauté flamande) ou 1,82 (Communauté française) représentaient un « *relativement faible impact* » ou « *un effet peu élevé* » de la variable « profession des parents ».

En d'autres termes, les propres données produites par la FRB montrent en réalité que, dans l'explication des résultats relativement faibles des élèves issus de l'immigration (deuxième génération), la part des variables socio-économiques est prépondérante (en communauté flamande), voire largement dominante (en communauté française).

Mais on peut aller plus loin et interroger la pertinence des variables retenues par la FRB.

Une mesure imparfaite du statut socio-économique

Les auteurs du rapport de la FRB ont choisi de mesurer le statut socio-économique de l'élève au moyen de deux variables : la profession des parents et leur niveau d'études. Ce choix est étonnant. En effet, PISA fournit un indice unique et synthétique d'appartenance sociale, beaucoup plus efficace, l'indice ESCS (*Economic, Social and Cultural Status*). Outre la profession et les études des parents, l'indice ESCS tient également compte d'une estimation de leur niveau de richesse matérielle (HOMEPOS) dont la FRB ne tient pas compte. De plus, cet indice ESCS est construit de façon à présenter une distribution normale, ce qui assure de bien meilleures garanties de linéarité que les variables utilisées par la FRB.⁷

La supériorité de l'indice ESCS est bien connue des chercheurs qui travaillent sur la base de données PISA. Ainsi, les allemands Ehmke et Siegle, de l'université de Kiel, ont-ils publié dans le *Zeitschrift für Erziehungswissenschaft* un article comparant la pertinence des variables HISEI, PARED, ESCS et autres. Ils concluent : « *Il apparaît clairement que l'indicateur ESCS explique davantage de variance en compétences mathématiques dans tous les systèmes éducatifs, que les indicateurs isolés HISEI, PARED ou HOMEPOS. (...) Dans l'ensemble, l'indice ESCS s'est avéré être l'indicateur d'origine sociale le plus valable et le plus complet sur le plan théorique* » {Timo Ehmke and Thilo Siegle, 2005, #11887}⁸

Notre étude de juin 2006 était largement basée sur cette variable ESCS. Nous avons donc voulu savoir si, en reprenant la technique d'analyse multivariée des chercheurs de la FRB, mais en y

⁷ Pour s'en convaincre, il suffit de jeter un coup d'oeil sur les graphiques que nous avons produit en juin 2006 et que nous reproduisons à la fin de cet article.

⁸ Le texte original en allemand dit : « *Es zeigt sich, dass der ESCS in allen Bildungssystemen deutlich mehr Varianz in der mathematischen Kompetenz aufklärt als die Einzelprädiktoren HISEI, PARED oder HOMEPOS. Auch in einer anschließenden Analyse zu sozialen Disparitäten der Bildungsbeteiligung lieferte der ESCS differenziertere Befunde als der HISEI. Insgesamt wird der ESCS als valider und theoretisch umfassender Index der sozialen Herkunft eingeschätzt.* »

utilisant l'indice ECSC comme indicateur d'appartenance socio-économique, nous obtiendrions la confirmation de nos résultats antérieurs. Nous avons retenu 3 modèles. Le « modèle 1a », est équivalent au « modèle 1 » de la FRB⁹. Quant à nos modèles « 3a » et « 4a », ils correspondent aux modèles « 3 » et « 4 » de la FRB, à cette différence près que les variables PARED (études des parents) et HISEI (indice de profession) y ont été remplacées par l'unique variable ESCS¹⁰.

Voici tout d'abord le tableau obtenu pour la Communauté française :

Coefficients de régression en utilisant l'indice socio-économique ESCS
Variable dépendante : résultats en mathématique — Communauté française

	Modèle 1a	Modèle 3a	Modèle 4a
Allochtone 2e génération (binaire)	-45,3	-9,87	-9,97
Allochtone 1e génération (binaire)	-94,1	-56,6	-56,7
Indice socio-économique ESCS		50,4	50,4
Langue du test (binaire)			-0,37
R ²	0,06	0,27	0,27

Le résultat confirme entièrement notre hypothèse. Aux modèles 3a et 4a, l'impact propre du statut immigré « deuxième génération » tombe à moins de 10 points, une valeur extrêmement faible, à la limite de ce qui est statistiquement significatif. Au modèle 4a, il en va de même avec la variable binaire « langue du test » dont le coefficient de régression est pratiquement nul.

En revanche, le coefficient de régression de la variable ESCS, qui vaut 50,4 pour les modèles 3a et 4a, est très élevé. Pour en comprendre la signification, il faut se replonger dans la signification de l'indice ESCS. Celui-ci est calculé de manière à présenter, pour l'ensemble des élèves du test PISA, une distribution normale centrée en zéro et dont l'écart type vaut 1. En d'autres termes, la majorité des individus (environ deux tiers) ont un indice ESCS compris entre -1 et +1. En Belgique, l'indice ESCS moyen se situe à +0,15, soit un peu au dessus de la moyenne OCDE.

Pour fixer les idées, on peut par exemple observer qu'en Communauté française les élèves du premier quartile socio-économique (les 25% les plus pauvres) ont un indice ESCS moyen de -1,21 alors que les enfants du quartile supérieur ont un indice moyen de +1,28. L'écart entre les deux est donc de 2,49. Le coefficient de régression de 50,4 signifie donc qu'un enfant du quartile socio-économique supérieur aura en moyenne $2,49 \times 50,4 = 125,7$ points de plus en mathématique qu'un enfant du décile inférieur. C'est douze fois plus que ce que « coûte », à origine sociale égale, le fait d'être un immigré de seconde génération. Or, 60% des allochtones de deuxième génération d'origine maghrébine ou turque appartiennent au quartile socio-économique inférieur, contre 7% seulement au quartile supérieur.

Enfin, les coefficients de détermination statistiques (les R² à la dernière ligne) confirment pleinement la supériorité de nos modèles sur ceux de la FRB. Le modèle 4 de la FRB ne permettait d'expliquer que 18% de la variance entre élèves, alors que notre modèle 4a fait monter le R² à 27%, soit un gain relatif de l'ordre de 50% !

⁹ En raison de l'exclusion des individus pour lesquels une variable n'est pas définie, l'échantillon n'est pas exactement le même que dans le modèle 1, d'où de légères différences dans les résultats, surtout en Communauté flamande

¹⁰ Il n'y a pas de « modèle 2a », puisque l'indice ESCS remplace les deux variables socio-économiques précédentes.

Ainsi, l'utilisation de la variable ESCS dans l'analyse multivariée, en lieu et place des variables HISEI et PARED, permet-il de confirmer pleinement ce que nous montrions déjà en juin 2006 : en Communauté française, le fait d'être issu de l'immigration et/ou de parler chez soi une langue différente de celle de l'école n'a qu'un impact négligeable sur les résultats aux tests de mathématique, particulièrement en regard de l'effet lié à l'origine sociale.

Qu'en est-il en Communauté flamande ?

Coefficients de régression en utilisant l'indice socio-économique ESCS
Variable dépendante : résultats en mathématique — Communauté flamande

	Modèle 1a	Modèle 3a	Modèle 4a
Allochtone 2e génération (binaire)	-112,3	-64,6	-34,4
Allochtone 1e génération (binaire)	-99,3	-70,4	-49,1
Indice socio-économique ESCS		48,1	48,0
Langue du test (binaire)			46,1
R ²	0,06	0,24	0,25

Ici, le remplacement des variables HISEI et PARED par la variable ESCS a un impact nettement plus limité. Même si l'on ne considère que les allochtones de deuxième génération, il subsiste clairement un effet de l'origine nationale et de la langue, indépendamment de l'action de l'origine sociale. Les coefficients de régression des variables correspondantes restent en effet très proches de ceux observés aux modèles 3 et 4 de la FRB. En revanche, la pertinence de l'utilisation de la variable ESCS est confirmée puisque le coefficient de détermination R² passe de 0,19 (modèle 4 de la FRB) à 0,25 dans notre modèle 4a.

Remarquons toutefois que même en Flandre, le fait d'appartenir au quartile socio-économique inférieur (ESCS = -0,96) ou supérieur (ESCS = +1,32) a un impact de 112 points sur les résultats en mathématique, ce qui est 2,4 fois plus que l'impact d'une langue étrangère et 3,3 fois plus que l'impact d'une origine immigrée (2e génération toujours). Or, en Flandre, 70% des allochtones de 2e génération, d'origine turque ou maghrébine, appartiennent au quartile inférieur, contre 1% seulement au quartile supérieur ! Donc, là aussi, la détermination sociale est nettement plus forte que celle de l'origine ou de la langue.

Tout ceci confirme d'ailleurs les conclusions que nous formulions en juin 2006.

Une mesure arbitraire des performances scolaires

Le rapport de la Fondation Roi Baudouin n'utilise qu'un seul critère pour mesurer les performances scolaires des élèves : leurs résultats aux tests PISA en mathématique. Dans notre rapport de juin 2006, nous notions déjà que l'approche par « compétences », qui est poussée à l'extrême dans ces tests, conduit à une surévaluation de la compréhension du contexte et de l'assiduité de l'élève face au test, au détriment de l'évaluation des véritables compétences disciplinaires. Une question de mathématique PISA, ce sont d'abord trois ou quatre paragraphes de « mise en situation », de description laborieuse d'un contexte concret, avant d'en arriver à la question proprement dite, où il faudra mettre en œuvre quelques (modestes) savoirs mathématiques. La validité de la réponse fournie par l'élève est forcément conditionnée par la mobilisation de compétences très variées, notamment en lecture, mais aussi par le courage de lire ces longues explications avant d'envisager même de répondre. On peut dès lors raisonnablement se demander si les tests constituent véritablement une mesure du niveau en mathématique.

Or, il se trouve que la base de données PISA permet aussi d'évaluer les performances scolaires des élèves selon des critères plus « classiques » : en observant leurs redoublements et/ou leur orientation vers des filières hiérarchisées. Dans les tableaux ci-dessous, nous présentons les résultats d'analyses multivariées similaires à celles du modèle 4a ci-dessus (statuts d'immigration, ESCS et langue), mais en utilisant diverses variables dépendantes : points PISA en mathématique, points PISA en lecture, nombre de redoublements, orientation vers l'enseignement qualifiant. Voici les résultats de cette comparaison, d'abord pour la Communauté française.

Coefficients de régression en utilisant différentes variables dépendantes
Communauté française

	Modèle 4a	Modèle 4b	Modèle 4c	Modèle 4d
Variable dépendante =	Points en math	Points en lecture	Années redoublées	Qualifiant. (binaire)
Allochtone 2e génération (binaire)	-9,97	-4,73	-0,016	-0,138
Allochtone 1e génération (binaire)	-56,7	-68,2	0,362	0,104
Indice socio-économique ESCS	50,4	51,0	-0,184	-0,229
Langue du test (binaire)	-0,37	6,82	-0,043	0,038
R ²	0,27	0,24	0,12	0,22

Les résultats en lecture sont proches de ceux en mathématiques : le fait d'être un allochtone de deuxième génération ou de parler ou non la langue du test, n'a qu'une influence très faible sur les résultats en lecture : 5 à 7% de l'écart type. Les résultats pour le nombre d'années redoublées (modèles 4c) et l'orientation vers l'enseignement qualifiant (modèle 4d) sont un peu plus difficiles à interpréter et nécessitent une lecture très attentive.

On remarque tout d'abord que les coefficients des modèles 4c et 4d sont beaucoup plus proches de zéro que ceux des deux premiers modèles. C'est normal : dans le modèle 4c, les coefficients ne nous fournissent plus des points (dont l'écart type est égal à 100) mais des nombres d'années redoublées (dont l'écart type est inférieure à 1). Dans le modèle 4d, ces coefficients peuvent s'interpréter comme une probabilité d'être orienté vers le qualifiant. Ainsi, le coefficient -0,184 associé à l'indice ESCS dans le modèle 4c signifie qu'un point en plus sur l'échelle ESCS représente, en moyenne, 0,18 année de retard scolaire en moins. Evidemment, il n'existe pas de fractions d'années de retard scolaire. Dès lors, le 0,18 peut être grossièrement interprété comme une diminution de 18% de la probabilité d'avoir un an de retard. Pareillement, le coefficient -0,229 de la variable ESCS dans le modèle 4d signifie qu'un point en plus sur l'échelle ESCS entraîne une baisse moyenne de 22,9% de la probabilité d'avoir été orienté vers le qualifiant.

Notons ensuite que dans les modèles 4a et 4b, un coefficient positif correspondait à un impact positif en terme de réussite scolaire, alors qu'un coefficient négatif, qui fait chuter les points, était interprété comme un handicap. Dans les modèles 4c et 4d, il faut inverser cette logique : ici, un coefficient positif signifie davantage de redoublement ou davantage de probabilité d'être orienté vers l'enseignement qualifiant. Il est donc le signe d'un handicap scolaire; inversement, un coefficient négatif dans ces deux derniers modèles est un "plus" en termes de réussite scolaire. Il est dès lors surprenant de constater que, pour la variable « allochtone de deuxième génération », les coefficients de régression des modèles 4c et 4d soient négatifs. Cela signifie que le fait d'être issu de l'immigration mais né en Belgique n'augmente pas mais diminue au contraire la probabilité d'un redoublement et d'une orientation vers l'enseignement qualifiant. C'est particulièrement vrai au modèle 4d : toutes choses étant égales par ailleurs, les élèves de

deuxième génération se maintiennent davantage dans l'enseignement général que leurs condisciples autochtones; le coefficient de -0,138 peut être interprété comme une diminution de 13,8% de la probabilité d'être orienté vers le qualifiant. En d'autres mots, lorsqu'on prend pour critère de réussite scolaire, non pas les tests PISA, mais les redoublements et réorientations, qui reflètent sans doute mieux les jugements des enseignants et des conseils de classe, alors les scores des allochtones de deuxième génération ne sont pas moins bons, mais légèrement meilleurs que ceux des autochtones (toujours à origine sociale égale). Quant à l'impact de la langue maternelle, il est négligeable pour chacun des deux modèles.

Coefficients de régression en utilisant différentes variables dépendantes
Communauté flamande

	Modèle 4a	Modèle 4b	Modèle 4c	Modèle 4d
Variable dépendante	Points en math	Points en lecture	Années redoublées	Qualifiant. (binaire)
Allochtone 2e génération (binaire)	-34,4	-25,8	0,099	-0,069
Allochtone 1e génération (binaire)	-49,1	-48,0	0,513	0,028
Indice socio-économique ESCS	48	43,1	-0,117	-0,257
Langue du test (binaire)	46,1	42,4	-0,269	0,095
R ²	0,25	0,23	0,12	0,20

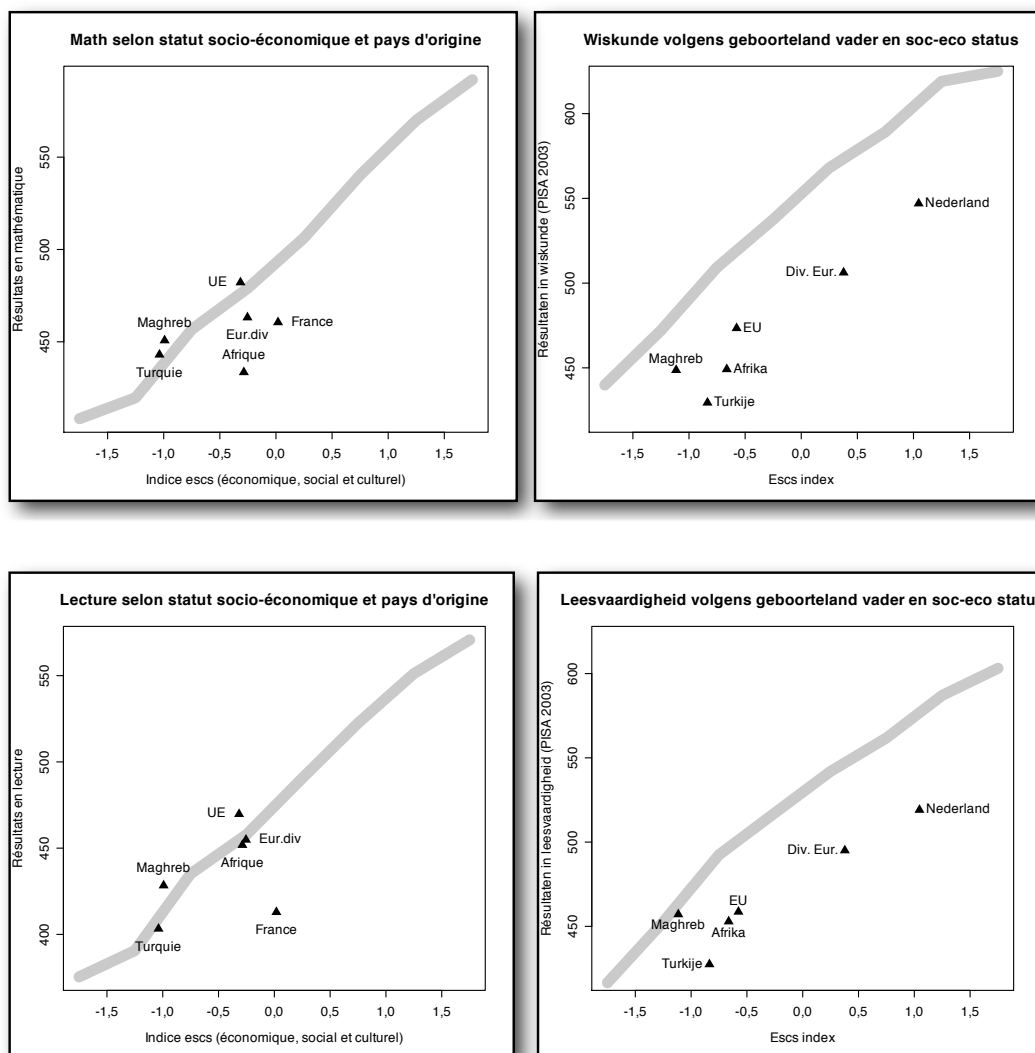
Pour la Communauté flamande, les résultats sont plus contrastés, comme nous nous y attendions. Dans le modèle 4d, les effets des variables « allochtone 2e génération » et « langue du test » sont très faibles et atypiques : comme en Communauté française et contre toute attente, le fait d'être issu de l'immigration ou de parler une langue autre que la langue du test diminue la probabilité d'être orienté vers l'enseignement qualifiant (à origine sociale égale bien entendu). En revanche, au modèle 4c (nombre de redoublements) l'origine « allochtone de 2e génération » augmente le risque de redoublements (quoique très légèrement : 10%) et le fait de parler une langue différente de la langue du test augmente ce risque d'un bon quart. Remarquons enfin qu'on aboutit à des observations tout à fait similaires si l'on utilise les variables « redoublements » ou « enseignement qualifiant » comme variable dépendante dans le modèle 4 de la FRB.

Nous pouvons maintenant comprendre le résultat étonnant obtenu dans le modèle 5 de la FRB, où la prise en compte de la variable « type d'enseignement » dans l'analyse de régression semblait augmenter fortement l'impact de la situation d'immigration. L'explication, fort simple, se trouve dans les tableaux ci-dessus : à origine sociale égale, les enfants issus de l'immigration se maintiennent davantage que les autochtones dans l'enseignement général, alors que leurs scores en mathématique sont un tout petit peu plus faibles (toujours à origine sociale égale). Dès lors, il est inévitable qu'à type d'enseignement égal, les allochtones de deuxième génération semblent obtenir de moins beaux résultats en mathématique. Mais c'est là une illusion statistique. En réalité les résultats étonnants du modèle 5 de la FRB montrent, paradoxalement, que les allochtones de deuxième génération font mieux que les autochtones si l'on considère le critère du maintien dans l'enseignement général.

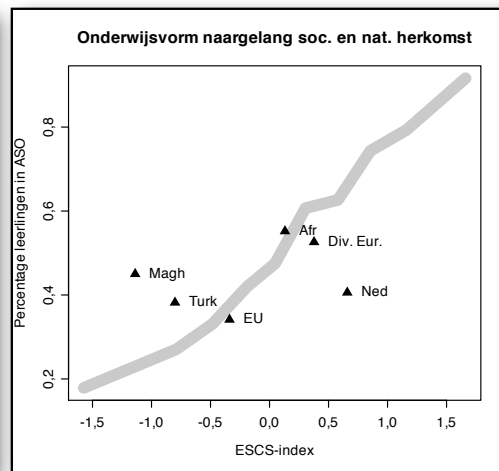
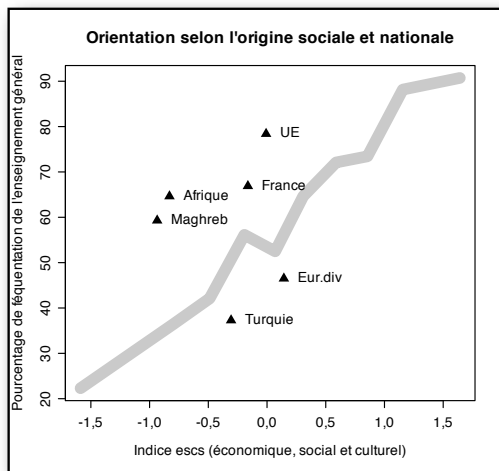
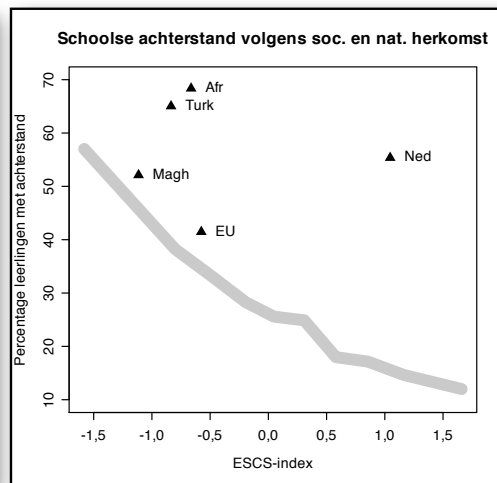
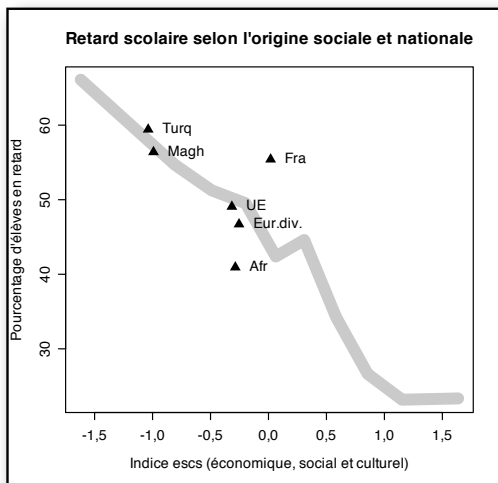
Conclusions et retour sur nos graphiques de juin 2006

Lors de la conférence de presse organisée à l'occasion de la présentation du rapport de la Fondation Roi Baudouin, ses auteurs auraient¹¹ affirmé que notre étude de juin 2006 était moins crédible que celle de la FRB, parce qu'elle n'était pas fondée sur une régression linéaire multivariée, mais uniquement sur une approche graphique. Sur le plan théorique, cette position est étonnante. Un graphique en nuage de points ne peut pas raconter une autre histoire que celle que révèle l'analyse multivariée. Cette dernière a évidemment l'avantage de permettre une quantification des tendances observée visuellement, mais elle ne saurait faire disparaître une corrélation que le graphique montre clairement. En revanche, l'approche graphique a l'avantage d'être accessible par un large public, ce que ne sont certainement pas les coefficients de régression d'une analyse multivariée. C'est ce qui avait motivé notre choix.

Les huit graphiques ci-dessous sont extraits de notre étude juin 2006. La ligne grisée représente les résultats moyens des autochtones — en math, en lecture, en redoublement et en orientation — selon leur appartenance socio-économique. Les triangles noirs situent les allochtones (classés par nationalité du père) selon leur indice ESCS moyen et leur "score" moyen pour l'indicateur de réussite scolaire considéré.



¹¹ Nous utilisons le conditionnel, car nous n'étions pas présents. Ces propos nous ont été rapportés par un journaliste.



(Uniquement les élèves n ayant pas de retard scolaire)

Comme on le voit, ces graphiques reflètent exactement la même réalité que celle mise en évidence — au moyen de coefficients de régression — dans la présente étude. En Communauté française (graphiques de gauche) les allochtones de deuxième génération obtiennent des résultats équivalents à ceux des autochtones de même origine sociale. Une seule exception, également apparue dans les tableaux de cette étude-ci : l'orientation. Les élèves issus de l'immigration se maintiennent mieux dans l'enseignement général que les élèves autochtones de même origine sociale. Du côté de la Communauté flamande, en revanche, tous les indicateurs de réussite (sauf l'orientation) indiquent qu'il subsiste un effet propre à l'origine immigrée.

Ces graphiques montrent également qu'il faut nuancer les conclusions selon les nationalités d'origine. Ainsi, il semble bien que, dans les deux Communautés, les scores des élèves issus de l'immigration maghrébine soient meilleurs (à origine sociale égale) que ceux des autres allochtones. En revanche, les résultats des enfants de Français (en Communauté française) et de Hollandais (en Communauté flamande) tirent les scores des allochtones vers le bas (toujours à origine sociale égale). Là encore, l'analyse multivariée permet facilement de vérifier ces conclusions. Si on limite l'effectif des allochtones aux seuls enfants de maghrébins, on obtient par exemple un coefficient de régression positif (+18,1 en communauté française) ou proche de zéro (-9,0 en communauté flamande) pour l'impact de l'origine (2e génération) sur la variable "Compétences en lecture" dans un modèle de régression tenant compte de l'indice ESCS. En d'autres mots, le fait d'être issu de l'immigration maghrébine ne semble avoir aucun impact sur les compétences en lecture, dès lors que l'on neutralise la variable "origine sociale".

Il faut reconnaître qu'une telle approche conduit à travailler sur des échantillons extrêmement restreints. Mais à l'inverse, en examinant l'ensemble des allochtones, sans distinction de nationalité — comme l'a fait la FRB et comme nous venons de le faire dans la présente étude — on risque évidemment une objection : ne sont-ce pas les « bons résultats » des allochtones de pays européens ou aisés qui compensent les « mauvais scores » des « vrais » immigrés (maghrébins, turc, etc). Or, l'analyse détaillée au niveau des nationalités permet au moins de montrer qu'une telle hypothèse ne tient pas la route.

En conclusion, nous ne pouvons que persister dans ce que nous écrivions déjà en juin 2006 : sur base de l'enquête PISA il apparaît que les prestations scolaires relativement médiocres des enfants issus de l'immigration s'expliquent presque entièrement (en communauté française) ou principalement (en communauté flamande) par l'origine sociale de ces enfants. En d'autres mots, les facteurs strictement liés à la nationalité d'origine ou à la langue maternelle sont négligeables (en communauté française) ou secondaires (en communauté flamande) par rapport aux déterminants sociaux. Dès lors, l'action nécessaire en faveur de la réussite scolaire des enfants issus de l'immigration est d'abord celle qui s'impose au bénéfice de tous les enfants du peuple : 1) mettre fin à la ségrégation sociale (et ethnique) organisée par le quasi-marché scolaire, par une sélection précoce en filières hiérarchisées et par le libéralisme en matière de programmes et d'évaluation; 2) mettre en place des structures de remédiation, de suivi individualisé, d'encadrement et d'encouragement au travail personnel qui permettraient d'en finir avec la culture du redoublement et de l'échec; 3) favoriser des pratiques pédagogiques respectueuses du rapport au savoir et à la culture des enfants du peuple, afin de leur permettre de se construire un rapport positif à l'école. Ensuite, dans la mesure où subsistent des facteurs spécifiques à la situation des enfants issus de l'immigration, il convient d'étudier par quels mécanismes ils agissent : exclusion culturelle ? racisme pur et simple ? ghettoïsation ? effet Pygmalion ? Mais il faudrait sans doute surtout cesser de considérer *a priori* comme un handicap le fait de parler une langue maternelle étrangère ou d'être issu d'une culture différente, au lieu de valoriser la diversité et d'encourager le développement des compétences linguistiques dans la langue maternelle de chaque enfant.

nico.hirtt@ecoledemocratique.org

<http://www.ecoledemocratique.org>

Références

Hirtt, N, PISA 2003 et les mauvais résultats des élèves issus de l'immigration en Belgique, Handicap culturel, mauvaise intégration, ou ségrégation sociale ?, Aped, 2006.

Jacobs D, Rea A, Hanquinet L, Performances des élèves issus de l'immigration en Belgique selon l'étude PISA: une comparaison entre la Communauté française et la Communauté flamande, Fondation Roi Baudouin, 2007.

OECD, Where Immigrant Students Succeed, A comparative Review of Performance and Engagement int PISA 2003, 2006.

Ehmke T , Siegle T , ISEI, ISCED, HOMEPOS, ESCS, Indikatoren der sozialen Herkunft bei der Quantifizierung von sozialen Disparitäten, Zeitschrift für Erziehungswissenschaft, Volume 8, Numéro 4, 2005.

Vandenbroucke F, Toelichting bij de Vlaamse resultaten in "Where immigrant students succeed - a comparative review of performance and engagement in PISA 2003", 2006.