

COMMENT MESURER L'EFFET DES SYSTEMES SCOLAIRES SUR LES INEGALITES ENTRE ELEVES?

A. GRISAY

Mai 1998

Résumé

L'inégalité d'acquis scolaires liée à l'origine socio-économique et culturelle des élèves tend-elle à s'aggraver ou à se réduire dans nos systèmes scolaires ? Certains pays gèrent-ils mieux que d'autres ce problème d'équité ? Si oui, cette efficacité peut-elle être attribuée à des politiques compensatoires particulières ?

L'article présenté ci-après ne propose pas une réponse à ces questions, mais une réflexion critique sur les outils susceptibles d'être mis en œuvre pour y répondre. Il tente de montrer que les indicateurs de "valeur ajoutée" communément utilisés pour évaluer l'efficacité des politiques éducatives sous-estiment probablement les effets positifs obtenus par les mesures compensatoires mises en œuvre pour réduire l'inégalité, tout comme ils sous-estiment l'impact des facteurs scolaires tendant à l'aggraver. Une technique susceptible de fournir des indicateurs plus fiables et proposée.

Ce texte a été publié en 1999 sous la référence suivante :

Grisay, A. (1999). Comment mesurer l'effet des systèmes scolaires sur les inégalités entre élèves? In D. Meuret (éd.) *La justice du système éducatif*, Paris-Bruxelles : De Boeck, 1999, 113-138.

Les définitions de l' « effet école » diffèrent sensiblement d'une étude à l'autre, même au sein du seul courant de recherches sur l' « école efficace » (*school effectiveness studies*). BOSKER et WITZIERS (1995) distinguent quatre opérationnalisations possibles de ce concept :

- "1. L'effet que l'école a sur les élèves qui la fréquentant se traduit par la différence entre le score brut moyen de cette école et la grande moyenne (i.e. l'effet école moyen). Dans ce cas, le score prédit pour l'école j est la grande moyenne. Cette définition des effets école est à la base des discussions relatives aux normes (standards) de l'éducation;
2. L'effet que l'école a sur les élèves qui la fréquentent se traduit par les progrès moyens que ces élèves réalisent en un laps de temps donné. Dans ce cas, le score prédit est calculé sur la base des compétences initiales des élèves. On parle alors de "gains cognitifs";
3. L'effet que l'école a sur les élèves qui la fréquentent se traduit par la différence moyenne entre les scores observés et les scores attendus en fonction des caractéristiques des élèves. Dans ce cas, le score prédit se fonde le plus souvent sur des caractéristiques telles que le statut socio-économique de l'élève, sur ses aptitudes, etc. , i.e. sur des dimensions connues pour leur influence significative sur le rendement scolaire. Cette opérationnalisation du concept de "valeur ajoutée" est la plus répandue au sein du courant de recherches sur l'école efficace;
4. L'effet que l'école a sur les élèves qui la fréquentent est le gain net moyen réalisé par les élèves de l'école, dans la mesure où celui-ci ne peut être expliqué par aucune des caractéristiques de background des élèves. Dans ce cas, le score prédit est fondé à la fois sur des caractéristiques comme le milieu socio-économique et les aptitudes, et sur les acquis mesurés à l'entrée à l'école. Cette combinaison a été utilisée dans le projet sur les "Junior schools" de Mortimore et al. (1988)."

La plupart des chercheurs s'accorderont pour considérer la définition n° 1 (qui n'inclut aucun contrôle sur les caractéristiques de la population recrutée par l'école) comme tout à fait inadéquate lorsque l'étude a pour but d'évaluer l'effet des écoles en termes de "valeur ajoutée", i.e. l'effet qui est dû à la seule qualité de l'enseignement dispensé, abstraction faite des différences de statut socio-économique, de quotient intellectuel, de niveau scolaire de départ des élèves - ou de toute autre caractéristique de la population recrutée.

Les définitions n° 2, 3 et 4, qui paraissent plus correctes, souffrent pourtant des biais potentiels que pourrait entraîner une colinéarité entre caractéristiques d'*input* et variables décrivant les processus éducatifs mis en œuvre dans les écoles :

1. Dans un système scolaire de type "inégalitaire", la plupart des élèves issus de milieu favorisé et présentant un bon niveau d'acquis initial tendront probablement à fréquenter des écoles dont la qualité est "meilleure" (climat scolaire plus positif, attentes plus fortes, maîtres plus qualifiés, meilleure exposition à l'apprentissage etc.). Leur courbe d'apprentissage plus positive est sans doute due, au moins en partie, aux meilleures conditions d'apprentissage dont ils bénéficient, et non pas seulement à leur meilleur profil initial.
2. Dans un système scolaire de type "compensatoire", la plupart des élèves issus d'un milieu défavorisé et/ou présentant des scores d'entrée insuffisants seront probablement l'objet d'une prise en charge éducative plus intense, visant à réduire leurs handicaps. Les écoles recrutant une population défavorisée proposeront donc de meilleures conditions d'apprentissage que les autres. En principe, on devrait donc trouver lors du post-test moins de variance totale entre élèves que lors du prétest. La variance des scores de post-test entre écoles devrait en outre être inférieure à celle prédite par le prétest et les caractéristiques de background des élèves.

Dans un cas comme dans l'autre, contrôler statistiquement l'effet des variables d'*input* revient, en pratique, à *gommer la variance jointe entre variables d'input et variables de processus scolaires*. Nous entendons par là la part de variance des scores de post-test qui, tout en étant expliquée par les variables d'*input*, pourrait aussi être expliquée par des variables de processus scolaire; il s'agit d'une composante de variance qui est de type additif dans un système inégalitaire, de type suppressif dans un système compensatoire.

Pourtant, ces effets joints font bien partie de "l'effet école", et ont d'importantes implications pour l'évaluation de l'équité des systèmes éducatifs. Ils méritent, de ce fait, qu'une plus grande attention leur soit prêtée dans les études sur l'efficacité de l'école.

Pour illustrer ce propos, nous utiliserons ci-après trois simulations, fondées sur un même échantillon (fictif) d'élèves. La première simulation suppose que ces élèves sont scolarisés dans un *système éducatif indifférencié* (où le hasard seul régit les

différences de qualité de l'enseignement observables d'une école à l'autre). Dans la seconde simulation, les mêmes élèves sont inscrits dans un *système inégalitaire* (où la qualité de l'enseignement dispensé est significativement meilleure dans les écoles à recrutement "favorisé"). La troisième simulation met en œuvre un *système compensatoire* (où un effort délibéré est fait pour améliorer la qualité de l'enseignement dans les écoles "défavorisées", en vue de réduire l'inégalité d'acquis).

Au moyen d'analyses multi-niveaux, nous évaluerons les "effets-école" de ces trois systèmes, d'une part en utilisant la définition traditionnelle (n°4), d'autre part au moyen d'une opérationnalisation différente, qui tient mieux compte des effets joints *input/processus* sur la variance des scores de post-test.

La technique d'analyse proposée sera ensuite appliquée, à titre d'exemple, à un corpus de données réelles.

*
* *

LES SIMULATIONS

Un fichier fictif est créé, contenant 2500 élèves et 100 écoles. Chaque école est fréquentée par 25 élèves.

1. Caractéristiques d'*input*.

Chaque élève se voit attribuer deux caractéristiques de départ : le statut économique et social de sa famille d'origine (SES) et un niveau de compétences initial (prétest). Ces variables ont toutes deux des valeurs attribuées au hasard selon une distribution normale (moyenne : 0; écart type : 1).

Les écoles 1 à 50 ont été considérées comme "défavorisées" et les écoles 51 à 100 comme "favorisées". Pour simuler le contraste entre ces deux groupes, des "incrément" aléatoires (avec une distribution normale, de moyenne = 0,20 et écart type = 0,05) ont été *ajoutés* aux valeurs des variables SES et Prétest de tous les élèves des écoles "favorisées", tandis que dans les écoles "défavorisées" des "incrément" de même nature sont *soustraits* des variables SES et Prétest de tous les élèves.

Par ailleurs, l'on a introduit quelque corrélation entre SES et compétence initiale des élèves, en ajoutant un autre incrément aléatoire (moyenne : 0,20, écart

type : 0,05) au score de prétest de tous les élèves dont le SES était supérieur à 0, et en soustrayant le même incrément du score de tous les élèves de SES inférieur à 0.

Après ces manipulations, les deux variables SES et Prétest ont été réduites (moyenne : 0, écart type 1).

Le tableau 1 présente les caractéristiques initiales ainsi obtenues pour l'échantillon fictif d'élèves.

Tableau 1 : Caractéristiques initiales des élèves des écoles favorisées et défavorisées.

	N	SES		PRETEST	
		Moyenne	Ecart-type	Moyenne	Ecart-type
Ensemble de la population	2500	0.000	1.000	0.000	1.000
Ecoles favorisées	1250	0.339	0.941	+ 0.272	0.987
Ecoles défavorisées	1250	-0.339	0.941	-0.272	0.937

Une analyse multi-niveaux de la distribution de ces deux variables dans les écoles montre que les effets d'agrégation ainsi introduits dans la simulation sont modérés, mais significatifs (tableau 2).

Tableau 2 : Variance entre écoles et variances intra-école des variables SES et Prétest.

N : 2500 élèves 100 écoles	Variance entre écoles	Variance entre élèves dans les écoles
SES	0.112	0.888
PRETEST	0.077	0.923

2. Variables de processus.

Deux variables scolaires, *Efficacité de l'enseignement* et *Ressources spéciales* sont créées dans le but de simuler :

- a) des différences aléatoires de la qualité de l'enseignement dispensé d'une école à l'autre (différences de "base" de l'efficacité éducative);
- b) l'effet possible de diverses politiques tendant à accroître la qualité de l'enseignement dispensé par certains groupes d'écoles (*Ressources spéciales*, susceptibles par exemple de venir s'ajouter à la valeur de "base" de la variable *Efficacité de l'enseignement* dans les écoles défavorisées, si le système est de type compensatoire).

a) 'Différences "de base" de l'efficacité de l'enseignement.

La moitié des écoles (tant favorisées que défavorisées) ont été considérées comme "efficaces" et l'autre moitié comme "peu efficaces". Une valeur aléatoire comprise entre 0 et 1 a été attribuée à la variable *Efficacité* de chaque école. Dans les 50 écoles considérées comme "efficaces", un incrément aléatoire (moyenne 0,10; écart type 0,03) a été ajouté à cette valeur, tandis qu'un incrément de même nature a été soustrait à la variable *Efficacité* des 50 écoles "peu efficaces". Le tableau 3 montre les résultats de cette manipulation.

Tableau 3 : Efficacité de l'enseignement dans les écoles favorisées et défavorisées.

	N	Efficacité de l'enseignement	
		Moyenne	Ecart-type
Ecoles défavorisées peu efficaces	25	0.360	0.253
Ecoles défavorisées efficaces	25	0.577	0.283
Ecoles favorisées peu efficaces	25	0.383	0.299
Ecoles favorisées efficaces	25	0.570	0.327

b) Ressources spéciales.

Cette variable a, comme les autres, une valeur aléatoire pour chaque école (moyenne = 0,10; écart type = 0,03). Elle sera utilisée, dans les simulations, comme un incrément servant à accroître ou à réduire l'*Efficacité de l'enseignement* dispensé par des groupes spécifiques d'écoles.

3. Variable d'output.

Une variable POST-TEST (vide au départ) est créée pour chacun des 2500 élèves. Dans toutes les simulations, nous supposons que les acquis de "sortie" des élèves, tels que les mesure le post-test, sont influencés à la fois par les caractéristiques initiales des élèves (*SES* et *Prétest*) et par la *qualité de l'enseignement que l'élève a effectivement reçu* dans l'école qu'il fréquente.

Nous faisons l'hypothèse que les élèves d'une école donnée ne bénéficient pas

tous dans une égale mesure de l'enseignement qui y est dispensé. Par conséquent, au niveau de l'élève, la variable *Qualité de l'enseignement effectivement reçu* sera calculée comme suit :

$$\text{Qualité de l'enseignement reçu} = \text{Efficacité de l'enseignement dispensé par l'école} + \text{Ressources Spéciales} + \text{Erreur 1}$$

(où *Erreur 1* a une valeur aléatoire, de moyenne = 0 et écart type = 0,20).

Cette variable *Qualité* est à son tour réduite (moyenne = 0; écart type = 1), et le score de post-test de l'élève est calculé, dans les trois simulations, par la formule suivante :

$$\text{Post-test} = (\text{SES} * 0,30) + (\text{Prétest} * 0.30) + (\text{Qualité} * 0.30) + \text{Erreur 2}$$

(où *Erreur 2* a encore une valeur aléatoire de moyenne = 0 et écart type = 0,20).

Simulation 1 : système scolaire indifférencié

Dans ce système, aucune *Ressource Spéciale* n'est mise en œuvre : les élèves reçoivent simplement l'enseignement tel qu'il est dispensé par leur école — que celle-ci soit efficace ou peu efficace. La valeur de la variable *Ressources Spéciales* est donc de zéro dans toutes les écoles, ce qui fait que la variable *Qualité de l'enseignement reçu* n'est déterminée que par *Efficacité de l'enseignement dispensé* et par *Erreur 1*.

Simulation 2 : système inégalitaire

Dans ce système, les écoles dont la population est favorisée bénéficient d'enseignants plus qualifiés, de davantage de ressources, d'un meilleur climat d'établissement et d'attitudes plus positives de la part des divers acteurs en matière de réussite des élèves. De ce fait, la variable *Ressources Spéciales* prend une valeur *positive* dans les écoles favorisées et *négative* dans les écoles défavorisées (où cette variable est multipliée par -1).

Simulation 3 : système compensatoire

Dans ce système, les écoles défavorisées reçoivent davantage de moyens financiers que les autres, ce qui leur permet d'attirer des enseignants plus expérimentés, d'engager du personnel de remédiation, d'obtenir du matériel abondant et de bonne qualité, d'offrir à leurs élèves des heures d'apprentissage complémentaires, etc. La variable *Ressources Spéciales* reçoit donc une valeur positive dans les écoles défavorisées, une valeur négative dans les écoles favorisées.

Comme on peut s'y attendre, la *Qualité de l'enseignement reçu* par les élèves diffère significativement dans les écoles des trois systèmes (tableau 4).

Tableau 4 : Qualité de l'enseignement reçu par les élèves dans les trois systèmes.

	N	Système indifférencié	Système inégalitaire	Système compensatoire
Ecoles défavorisées peu efficaces	625	- 0.307	- 0.557	- 0.037
Ecoles défavorisées efficaces	625	0.296	0.020	0.546
Ecoles favorisées peu efficaces	625	-0.284	-0.007	-0.537
Ecoles favorisées efficaces	625	0.296	0.554	0.028
Ensemble de la population	2500	0.000	0.000	0.000
Variance entre écoles		29.6 %	27.7 %	27.1 %
Variance entre élèves dans les écoles		70.4 %	72.3 %	72.9 %

Le tableau 4 montre que, dans les deux simulations mettant en œuvre des *Ressources Spéciales*, une conséquence importante est que, dans les groupes d'écoles bénéficiant de ces ressources, la qualité de l'enseignement s'accroît au point qu'il n'y a plus, dans ces groupes, d'écoles "peu efficaces". Le score de *Qualité* des écoles "peu efficaces" recevant des *Ressources Spéciales* atteint en effet une valeur moyenne proche de 0; quant aux écoles "efficaces", l'attribution de *Ressources Spéciales* hisse leur score de *Qualité* à un niveau supérieur de plus d'un écart type à celui des écoles "inefficaces" du groupe qui n'en reçoit pas.

Comme le montre le tableau 5, la matrice de corrélations des variables d'*input*, de *processus* et d'*output* diffère quelque peu entre les trois systèmes.

Tableau 5 : Corrélations entre PRE, SES, QUA et POST dans les trois systèmes.

Système indifférencié N = 2500				Système inégalitaire N = 2500				Système compensatoire N = 2500			
	PRE	SES	QUA		PRE	SES	QUA		PRE	SES	QUA
PRE	1.			PRE	1.			PRE	1.		
SES	.35	1.		SES	.35	1.		SES	.35	1.	
QUA	-.01	-.02	1.	QUA	.06	.07	1.	QUA	-.08	-.11	1.
POST	.66	.66	.48	POST	.66	.68	.54	POST	.65	.64	.42

On n'est pas surpris de constater que les corrélations entre les caractéristiques d'input des élèves et la *Qualité de l'enseignement* qu'ils reçoivent (qui ne sont pas significatives dans le système indifférencié) deviennent légèrement *positives* dans le système inégalitaire et légèrement *négatives* dans le système compensatoire.

Cependant, les corrélations entre les variables d'input et le *post-test* paraissent être peu affectées (r entre SES et POST : .66 dans le système indifférencié, .68 dans le système inégalitaire, .64 dans le système compensatoire).

Une conséquence intéressante de la relation suppressive/additive entre les variables d'input et la *Qualité de l'enseignement* est que la corrélation de premier ordre entre QUA et POST est *plus basse* dans le système compensatoire que dans le système inégalitaire (.42 vs .54).

Bien que, comme on le voit, les politiques mises en œuvre en matière de *Ressources Spéciales* n'aient – en apparence – que des effets bien modestes, les trois systèmes entraînent en définitive des distributions des scores de *Post-test* sensiblement différentes (tableau 6).

Tableau 6 : Résultats du post-test dans les trois systèmes.

	N	S y s t è m e indifférencié	Système inégalitaire	Système compensatoire
Ecole défavorisée peu efficace	625	- 0.271	- 0.346	- 0.190
Ecole défavorisée efficace	625	- 0.101	-0.184	-0.026
Ecole favorisée peu efficace	625	0.106	0.189	0.030
Ecole favorisée efficace	625	0.266	0.341	0.186
Ensemble de la population	2500	Moyenne 0.000	0.000	0.000
		Ec. typ. 0.604	0.628	0.580
Variance entre écoles		26.0 %	31.8 %	20.4 %
Variance entre élèves dans les écoles		74.0 %	68.1 %	79.6 %

Par comparaison avec le système indifférencié, le système compensatoire produit une variance totale moindre des scores de post-test (l'écart type est de $0,580 \sigma$, contre $0,604 \sigma$ dans le système indifférencié) et moins de disparités entre établissements scolaires (20,4 % contre 26 % de la variance totale). Les différences moyennes entre écoles favorisées et défavorisées s'y réduisent significativement ($0,216 \sigma$ dans le système compensatoire, contre $0,372 \sigma$ dans le système indifférencié). C'est tout le contraire qui se passe dans le système inégalitaire : la variance entre élèves des scores de post-test s'accroît (écart type $0,628$); on relève, en outre, une aggravation des disparités entre écoles (31,8 % de la variance) ainsi que du handicap des écoles défavorisées (la différence moyenne entre groupe favorisé et défavorisé est de $0,544 \sigma$).

*
* *

Supposons maintenant que les trois fichiers obtenus au terme de nos simulations soient des fichiers de données *réelles*, recueillies par les équipes de recherche de trois pays participant à une enquête de l'*Association Internationale pour l'Evaluation du rendement scolaire* (IEA), et que les trois directeurs de recherche veuillent comparer la **valeur ajoutée** attribuable à la *Qualité de l'enseignement* dans leurs pays respectifs.

Dans les trois pays, les instruments utilisés pour recueillir les variables PRE, POST, SES et QUA sont les mêmes. La moyenne et l'écart type de la distribution internationale sont utilisés pour réduire les scores de post-test, ce qui donne les résultats présentés par le tableau 7.

Tableau 7 :

	Pays 1 (Indifférencié)		Pays 2 (Inégalitaire)		Pays 3 (Compensatoire)	
	Moyenne	Ecart type	Moyenne	Ecart type	Moyenne	Ecart type
PRE	0.000	1.000	0.000	1.000	0.000	1.000
SES	0.000	1.000	0.000	1.000	0.000	1.000
QUA	0.000	1.000	0.000	1.000	0.000	1.000
POST	0.000	0.604	0.000	0.628	0.000	0.580

Comme on pouvait s'y attendre, la seule différence visible entre les trois pays est l'écart type de la distribution des scores de post-test : celui-ci est plus élevé dans le système inégalitaire – et plus faible dans le système compensatoire – par comparaison avec l'écart type relevé dans le système indifférencié.

Les trois chercheurs utilisent la définition n° 1 de Bosker et Witziers (1995) pour estimer l'effet-école *brut*. Comme ils ont à leur disposition, dans cette étude, non seulement une variable mesurant le SES des élèves, mais aussi un score mesurant leurs compétences initiales (variable *Prétest*), ils se servent en outre de la définition n° 4 pour estimer la *valeur ajoutée* attribuable à l'effet école (tableau 8).

Tableau 8 : Effets bruts et "valeur ajoutée" attribuables aux écoles, dans les trois systèmes.

Définition	Modèle multi-niveaux	Pays 1		Pays 2		Pays 3	
		Système indifférencié		Système inégalitaire		Système compensatoire	
		Variance résiduelle :		Variance résiduelle :		Variance résiduelle :	
		entre écoles	entre élèves dans les écoles	entre écoles	entre élèves dans les écoles	entre écoles	entre élèves dans les écoles
N° 1 ("Brut")	Modèle vide	0.260	0.739	0.343	0.735	0.188	0.734
N° 4 ("valeur ajoutée")	PRE + SES	0.179	0.179	0.185	0.175	0.184	0.173
Modèle complet	PRE + SES + QUA	0.000	0.109	0.000	0.109	0.000	0.109

Lecture : La variance 'brute' entre écoles dans le pays 1 représente 26% de la variance totale des scores (0,260). Si on ajoute dans le modèle les variables PRE et SES, la variance entre

écoles n'est plus que de 17,9%. Les différences de recrutement entre écoles (effets d'agrégation liés au SES et au niveau initial des élèves) 'expliquent' donc $(26 - 17,9 =)$ 8,1% de la variance totale. En ajoutant la variable QUA à PRE et SES (modèle complet), on réduit à zéro la variance résiduelle entre écoles : on peut donc interpréter les 17,9% de variance ainsi 'expliquée' comme un effet lié à la 'valeur ajoutée' due aux différences de qualité de l'enseignement d'une école à l'autre.

Les chercheurs observeront que la variance entre élèves dans les écoles est la même dans les trois pays, mais que la variance entre écoles est bien moindre dans le pays 3 que dans le pays 1 et – surtout – que dans le pays 2. C'est la raison pour laquelle la variance totale est un peu inférieure à 1 dans le pays 3 et supérieure à 1 dans les deux autres pays.

Puisque la "valeur ajoutée" (i.e., la part de variance entre écoles qui subsiste lorsqu'on tient sous contrôle statistique les variables d'*input* (SES et PRE) est pratiquement la même dans les trois pays ($\pm 0,18$), les chercheurs concluront probablement que les différences évoquées ci-dessus sont dues à la population recrutée par les écoles. Les variables d'*input* SES et PRE expliquent en effet 0,081 de la variance entre écoles dans le pays 1, *vs* 0,158 dans le pays 2, et seulement 0,004 dans le pays 3.

Nous savons, cependant, que cette conclusion est incorrecte, puisque les effets d'agrégation SES et PRE introduits dans la simulation sont *identiques* pour les trois systèmes !

Supposons maintenant que le responsable de l'étude du pays 3 soit insatisfait de ces résultats – tout particulièrement de l'absence apparente, dans son pays, d'effets d'agrégation liés à SES ou à PRE. Il soupçonne, à juste titre, que cela ne peut pas être considéré comme une caractéristique "naturelle" ou "sociologique" de son système scolaire. A son avis, cela doit plutôt être interprété comme une conséquence de la politique de *Ressources Spéciales* menée par son pays. Il réalise par conséquent un ensemble beaucoup plus complet d'analyses, en effectuant des "rotations" de prédicteurs dans les modèles, dont les résultats sont présentés par le tableau 9.

Tableau 9 : "Rotation" des analyses multi-niveaux pour les trois systèmes.

Modèles	Pays 1 (Indifférencié)		Pays 2 (Inégalitaire)		Pays 3 (Compensatoire)	
	Variance résiduelle entre écoles	Variance résiduelle entre élèves	Variance résiduelle entre écoles	Variance résiduelle entre élèves	Variance résiduelle entre écoles	Variance résiduelles entre élèves
1. Modèle vide	0.260	0.739	0.343	0.735	0.188	0.734
2. PRE	0.194	0.376	0.234	0.372	0.166	0.371
3. SES	0.181	0.383	0.208	0.379	0.165	0.377
4. QUA	0.090	0.674	0.087	0.675	0.083	0.675
5. PRE + SES	0.179	0.179	0.185	0.175	0.184	0.173
6. PRE + QUA	0.016	0.312	0.015	0.312	0.015	0.312
7. SES + QUA	0.006	0.312	0.005	0.313	0.005	0.312
8. PRE + SES + QUA	0.000	0.109	0.000	0.109	0.000	0.109

En comparant deux à deux les résultats de ces modèles (voir la procédure suivie en annexe A), le chercheur est à même d'estimer *chacune* des composantes de la variance du score de post-test expliquées de manière tant "unique" que "jointe" par les variables d'*input* et de processus scolaires. Les résultats sont présentés par le diagramme 1.

Le diagramme 1 fournit à l'équipe de chercheurs une estimation plus correcte des effets "vrais" des *caractéristiques de la population recrutée* sur la variance entre écoles. En additionnant les trois composantes de variance relatives à ces effets (*i.e.*, Unique PRE, Unique SES et Jointe PRE*SES) on obtient environ 8,5 % de la variance totale entre élèves dans tous les systèmes (0,090 dans le système indifférencié, 0,087 dans le système inégalitaire et 0,083 dans le système compensatoire).

Quant aux *composantes de variance jointe input/processus* (*i.e.* PRE*QUA, SES*QUA et PRE*SES*QUA), elles sont significatives et *de type additif* dans le système inégalitaire (+ 7,1 % de la variance totale); elles sont significatives et *de type suppressif* dans le système compensatoire (- 8,1 de la variance totale); elles sont *non significatives* dans le système indifférencié.

Cela signifie que les différences "brutes" de variance entre écoles observées dans les trois systèmes résultent en réalité d'un effet "vrai" de la QUALITE de l'enseignement dispensé par les établissements. Dans le pays 2, le handicap moyen des écoles défavorisées a été **aggravé** par l'usage inégalitaire que le pays a fait des *Ressources Spéciales* (8,7 % + 7,1 % = 15,8 %), tandis que le pays 3, en utilisant ces

mêmes *Ressources* de manière compensatoire, a presque complètement gommé ce handicap ($8,3\% - 8,1\% = 0,2\%$).

Comme on peut le constater, l'estimation de la "valeur ajoutée" effectuée par les chercheurs sur base de la définition n° 4 de Bosker et Witziers n'était correcte que pour le pays 1 (système indifférencié), où la composante de variance "Unique QUA" couvre effectivement la quasi-totalité de l'effet "vrai" de QUA au niveau école.

En revanche, dans les pays 2 et 3, cette composante de variance ne peut pas être considérée comme une estimation correcte de l'effet "vrai" sur le score de post-test induit par la qualité des processus scolaires. Cet indicateur ne fournit qu'une partie de l'information :

Quelle est l'ampleur de l'effet observable sur les acquis des élèves entraîné par le fait que des écoles ayant un public similaire offrent un enseignement de qualité variable ?

Il ne nous dit rien, par contre à propos de la question suivante, pourtant au moins aussi pertinente en termes de politiques éducatives.

La distribution des ressources ou du service éducatif, telle qu'elle est pratiquée dans le pays, arrive-t-elle à réduire les inégalités d'acquis des élèves ? Si oui, le fait-elle plus efficacement au moins efficacement que dans d'autres pays ?

Diagramme 1 : Composantes "uniques" et "jointes" de la variance **entre écoles** du score de post-test expliquée par PRE, SES et QUA.

\x(Pays 1 (Système Indifférencié))

Variance totale entre écoles : 0.260

Expliquée : 0.260

Non expliquée : 0.0

Composantes :

Unique PRE : 0.006

Unique SES : 0.016

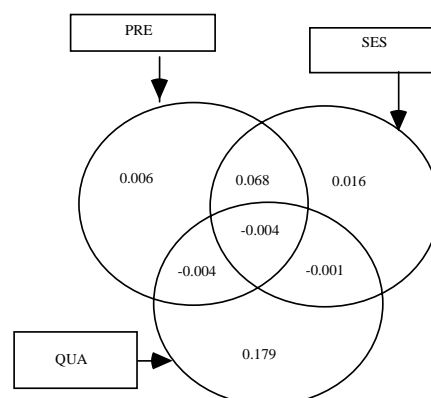
Unique QUA : 0.179

Jointe PRE*SES : 0.068

Jointe PRE*QUA : -0.004

Jointe SES*QUA : -0.001

Jointe PRE*SES*QUA : -0.004



\x(Pays 2 (Système Inégalitaire))

Variance totale entre écoles : 0.343

Expliquée : 0.343

Non expliquée : 0.0

Composantes :

Unique PRE : 0.005

Unique SES : 0.015

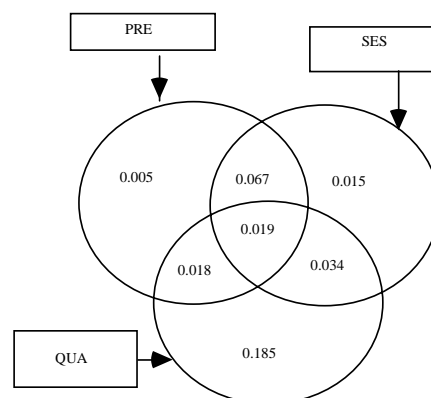
Unique QUA : 0.185

Jointe PRE*SES : 0.067

Jointe PRE*QUA : 0.018

Jointe SES*QUA : 0.034

Jointe PRE*SES*QUA : 0.019



\x(Pays 3 (Système compensatoire))

Variance totale entre écoles : 0.188

Expliquée : 0.188

Non expliquée : 0.0

Composantes :

Unique PRE : 0.005

Unique SES : 0.015

Unique QUA : 0.184

Jointe PRE*SES : 0.063

Jointe PRE*QUA : -0.024

Jointe SES*QUA : -0.033

Jointe PRE*SES*QUA : -0.022

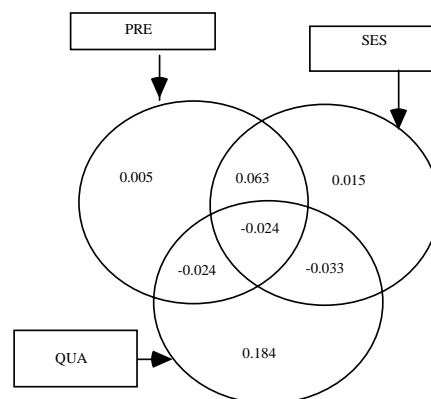


Diagramme 2 : Composantes uniques et jointes de la variance **entre élèves dans les écoles** du score de POST-TEST expliquée par PRE, SES et QUA.

\x(Pays 1 (Système Indifférencié))

Variance totale entre élèves dans les écoles :
0.739

Expliquée : 0.630

Non expliquée : 0.109

Composantes :

Unique PRE : 0.203

Unique SES : 0.203

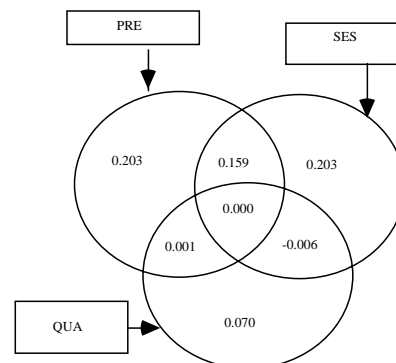
Unique QUA : 0.070

Jointe PRE*SES : 0.159

Jointe PRE*QUA : 0.001

Jointe SES*QUA : -0.006

Jointe PRE*SES*QUA : 0.000



\x(Pays 2 (Système Inégalitaire))

Variance totale entre élèves dans les écoles :
0.735

Expliquée : 0.626

Non expliquée : 0.109

Composantes :

Unique PRE : 0.204

Unique SES : 0.203

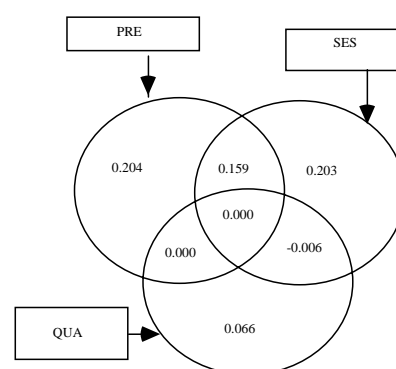
Unique QUA : 0.066

Jointe PRE*SES : 0.159

Jointe PRE*QUA : 0.000

Jointe SES*QUA : -0.006

Jointe PRE*SES*QUA : 0.000



\x(Pays 3 (Système compensatoire))

Variance totale entre élèves dans les écoles :
0.734

Expliquée : 0.625

Non expliquée : 0.109

Composantes :

Unique PRE : 0.203

Unique SES : 0.203

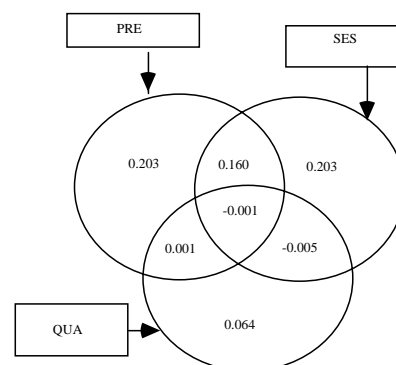
Unique QUA : 0.064

Jointe PRE*SES : 0.160

Jointe PRE*QUA : 0.001

Jointe SES*QUA : -0.005

Jointe PRE*SES*QUA : -0.001



Aider les écoles ou aider les élèves ? Une quatrième simulation.

Dans les simulations qui précèdent, nous avons attribué à *Ressources Spéciales* les propriétés d'une variable de niveau "école" *n'ayant aucun impact sur la réduction (ou l'aggravation) de la variance entre élèves à l'intérieur de l'école*. Il s'en suit que les composantes jointes *input/processus* (PRE*QUA, SES*QUA et PRE*SES*QUA) n'expliquent pratiquement aucune variance du critère, dans aucun des trois systèmes, au niveau "élève" (voir diagramme 2).

Comme on pouvait s'y attendre, donc, les seules composantes significatives en ce qui concerne cette variance entre élèves dans les écoles sont Unique PRE, Unique SES, jointe PRE*SES et Unique QUA. Rappelons, à propos de cette dernière composante, que nous avons délibérément introduit dans le modèle une part de variation aléatoire en ce qui concerne le bénéfice *effectif* que les divers élèves d'un même établissement arrivent à tirer de l'enseignement qui leur est dispensé. Le diagramme 2 montre que le facteur ainsi simulé explique quelque 6 à 7 % de la variance.

Il est aisé de procéder à une quatrième simulation, figurant un pays mettant en œuvre une tout autre politique compensatoire - que nous appellerons "Compensatoire 2".

Dans le pays 4 (Compensatoire 2), les *Ressources Spéciales* sont attribuées aux *élèves* de SES défavorisé, quelle que soit l'école qu'ils fréquentent (alors que, dans le système compensatoire présenté ci-dessus, elles étaient attribuées aux *écoles* défavorisées, où elles sont utilisées, bien sûr, en faveur des élèves de SES défavorisé de l'école, mais également au bénéfice des éventuels élèves favorisés fréquentant le même établissement).

La politique de distribution des ressources appliquée par le pays 4 devrait avoir, en principe, des effets significatifs sur la variance entre élèves dans les écoles – mais aussi, de manière plus indirecte, des effets sur la variance entre écoles.

Comme le montre le diagramme 3, ces deux hypothèses sont correctes. Dans le pays 4, la somme des divers effets suppressifs attribuables aux composantes jointes *Input*Qualité de l'enseignement* est de -6,8 % de la variance au niveau "école" et de -6,9 % au niveau "élève".

On voit par là que la modalité Compensatoire 2 d'utilisation des *Ressources Spéciales*, qui arrive à réduire de -13,7% l'inégalité d'acquis entre élèves, est sensiblement plus efficace que la politique compensatoire appliquée par le pays 3 (-8,1 % seulement)¹.

A noter que si nous avons appliqué la définition n° 4 pour estimer la "valeur ajoutée" de la politique Compensatoire 2, l'effet apparent aurait été *le même* que dans les trois autres pays au niveau "élève" (7 %), et il aurait été *plus faible* que dans les autres pays au niveau "école" (16,5 % contre environ 18 %).

Diagramme 3 : Système compensatoire 2. Composantes uniques et jointes de la variance des scores de post-test expliquée par PRE, SES et QUA.

\x(Variance entre écoles)

Variance totale entre écoles : 0.227

Expliquée : 0.227

Non expliquée : 0.0

Composantes :

Unique PRE : 0.006

Unique SES : 0.036

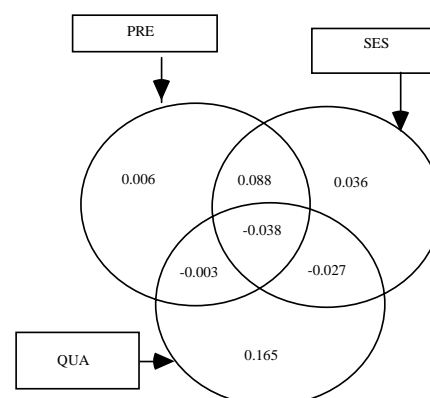
Unique QUA : 0.165

Jointe PRE*SES : 0.088

Jointe PRE*QUA : -0.003

Jointe SES*QUA : -0.027

Jointe PRE*SES*QUA : -0.038



\x(Variance entre élèves dans les écoles)

Variance totale entre écoles : 0.634

Expliquée : 0.525

Non expliquée : 0.109

Composantes :

Unique PRE : 0.203

Unique SES : 0.182

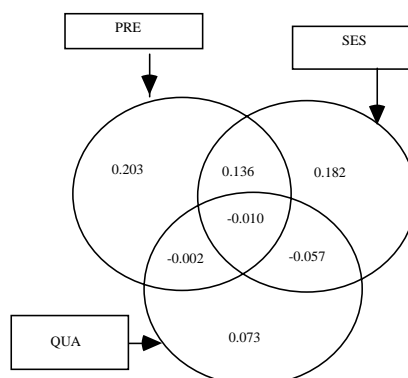
Unique QUA : 0.073

Jointe PRE*SES : 0.136

Jointe PRE*QUA : -0.002

Jointe SES*QUA : -0.057

Jointe PRE*SES*QUA : -0.010



¹ La simulation 4 met ainsi en évidence un des problèmes rencontrés par les politiques compensatoires ciblées sur des *zones* à risques plutôt que sur des *individus* à risques. A supposer que les élèves tirent un bénéfice réel des ressources complémentaires distribuées dans le cadre de ces politiques, il reste que la "rentabilité éducative" de ce type d'investissement ne peut être élevée que dans un système scolaire à très fort taux de ségrégation entre écoles favorisées et défavorisées. L'"optimum théorique" serait dans ce cas que tous les élèves défavorisés du pays soient concentrés dans les écoles des zones d'éducation prioritaire et qu'*aucun* élève de SES moyen ou élevé ne les fréquente. Pour une discussion plus approfondie de cette problématique, voir ROSS (1983).

UN EXEMPLE RÉEL

Bien évidemment, une simulation n'est qu'une simulation. Lorsqu'il a affaire à des données recueillies dans des systèmes scolaires réels, le chercheur est souvent confronté à la fois à des effets joints additifs relativement importants *et* à de plus faibles – mais fréquents – effets joints suppressifs. Il n'existe, en pratique, aucun système scolaire qui soit *seulement* inégalitaire ou *seulement* compensatoire, comme c'est le cas dans nos simulations. Tous les systèmes souffrent, dans une certaine mesure, de phénomènes d'agrégation tendant à accroître les inégalités d'*output* entre élèves. Et tous les systèmes s'efforcent de mettre en œuvre des mesures tendant à réduire ces inégalités. Les effets école, tels qu'on les mesure habituellement, ne sont en réalité que la résultante "visible" de ces déterminismes contradictoires; les effets écoles vrais (sous-jacents) sont probablement d'une tout autre ampleur.

La présence *simultanée* d'effet "compensatoires" et "inégalitaires" rend donc particulièrement ardue l'interprétation des analyses menées à partir de données réelles. Nous tenterons de le montrer ci-dessous en nous servant d'un exemple tiré d'une enquête récente sur le fonctionnement des collèges en France (Grisay, 1997).

Cette étude, menée à la demande de la Direction de l'Evaluation et de la Prospective du Ministère français de l'Education Nationale, a porté sur un échantillon d'élèves fréquentant une centaine de collèges des Académies de Lille, Amiens, Dijon, Grenoble, Montpellier et Toulouse. Une batterie de tests et d'échelles socio-affectives a été appliquée à ces élèves en octobre 1990, lors de leur entrée au secondaire (Prétest), puis à deux autres reprises :

- en mai-juin 1992, *i.e.* en fin de cinquième pour la majorité des élèves; à la fin de leur seconde année de sixième pour les redoublants (Post-test après deux ans de scolarité);
- en mai-juin 1994, *i.e.* en fin de troisième pour la majorité des élèves; en fin de quatrième ou de cinquième pour les redoublants (Post-test après quatre ans).

Des informations sur l'environnement éducatif des élèves, tant familial que

scolaire, ont été recueillies lors de chacune de ces campagnes de tests, à l'aide de questionnaires adressés aux élèves, à leurs professeurs et aux chefs d'établissement.

Nous nous bornerons à présenter ici les résultats de l'analyse portant sur l'évolution des acquis des élèves en mathématiques entre leur entrée en sixième (prétest) et leur sortie en fin de troisième (post-test après quatre ans de scolarité²).

Les analyses multi-niveaux effectuées sur ces données ont été menées selon la technique de rotation des modèles écrite ci-dessus. On a toutefois utilisé des modèles à trois niveaux (école, classe, élève) et non à deux niveaux comme c'est le cas pour les simulations (école, élève).

Par ailleurs, les prédicteurs introduits dans les équations ne sont pas, comme dans les simulations, des variables isolées, mais des "blocs" constitués de nombreuses variables. C'est le cas, notamment en ce qui concerne les caractéristiques de l'élève et de son environnement familial (représentées par un bloc B contenant une série de variables décrivant le statut socio-économique de l'élève, mais aussi sa nationalité, les pratiques éducatives des parents, son passé scolaire, etc.). C'est le cas aussi en ce qui concerne la qualité de l'environnement éducatif proposé par l'école, qui fait l'objet d'un bloc C contenant une vingtaine d'indicateurs relatifs au climat de l'établissement, aux pratiques pédagogiques, à la discipline, aux mesures de soutien mises en œuvre, etc.

Seul le niveau initial de compétences en mathématiques de l'élève est représenté par un indicateur unique (Bloc A : variable PRETEST).

Le diagramme 4 présente la répartition de la variance totale des scores de POST-TEST entre les trois niveaux (variance entre écoles, entre classes dans les écoles, entre élèves dans les classes) et, pour chaque niveau, entre les diverses composantes "uniques" et "jointes".

L'examen de ce tableau met en évidence une première différence entre "fiction" et "réalité". La part de variance du score que le chercheur peut arriver à expliquer dans une étude sur des données réelles est, hélas, bien moindre que dans des simulations où il a lui-même délibérément introduit une modeste part d'« erreur de mesure » ...

² Une des limites évidentes de cette analyse est que, par la force des choses, elle n'a pu porter que sur ceux des élèves de l'échantillon initialement testé qui sont restés dans le même établissement pendant toute leur scolarité, et qui ont atteint la troisième sans redoublement - soit, dans le cas des mathématiques, 1522 élèves.

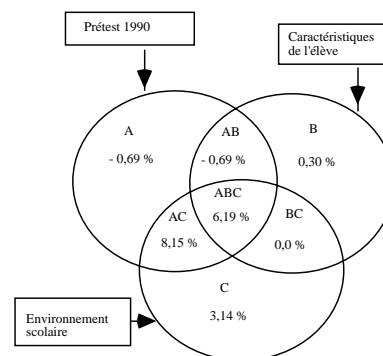
Diagramme 4 : Un cas réel : analyse de l'évolution des scores de mathématiques entre 1990 et 1994 dans un échantillon de collègues en France.

Répartition de la variance du score de POST-TEST "expliquée" par les divers blocs de prédicteurs.

\x(Variance entre collègues)

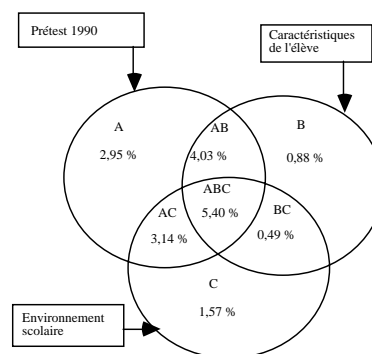
N = 1522 élèves;
90 collègues;
381 classes

Variance totale observée :	18,7 %
Variance totale « expliquée » :	16,4 %
Non « expliquée » :	2,3 %
Composantes :	
Unique A :	- 0,69 %
Unique B :	0,30 %
Unique C :	3,14 %
Jointe AB :	- 0,69 %
Jointe AC :	8,15 %
Jointe BC :	0,0 %
Jointe ABC :	6,19 %



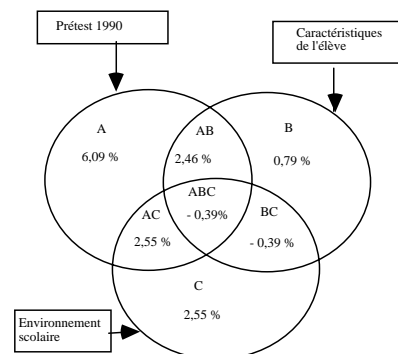
\x(Variance entre classes dans les collègues)

Variance totale observée :	21,6 %
Variance totale « expliquée » :	18,5 %
Non « expliquée » :	3,1 %
Composantes :	
Unique A :	2,95 %
Unique B :	0,88 %
Unique C :	1,57 %
Jointe AB :	4,03 %
Jointe AC :	3,14 %
Jointe BC :	0,49 %
Jointe ABC :	5,40 %



\x(Variance entre élèves dans les classes)

Variance totale observée :	59,7 %
Variance totale « expliquée » :	13,7%
Non « expliquée » :	46,1 %
Composantes :	
Unique A :	6,09 %
Unique B :	0,79 %
Unique C :	2,55 %
Jointe AB :	2,46 %
Jointe AC :	2,55 %
Jointe BC :	- 0,39 %
Jointe ABC :	- 0,39 %



Dans le cas de l'enquête sur les collèves, l'**ensemble** des informations recueillies à propos des élèves et de leur environnement éducatif tant familial que scolaire n'expliquent au total que 48,5 % des différences d'acquis en mathématiques relevées en fin de troisième, soit un peu moins de la moitié de la variance totale observée. Les 51,5 % de variations qui demeurent "inexpliquées" sont dues, d'une part, à l'imprécision de la mesure des acquis (la fidélité du test de mathématiques passé en 1994 est de .78). D'autre part, les divers prédicteurs utilisés ne décrivent eux-mêmes qu'imparfaitement les facteurs environnementaux qu'ils sont censés évaluer : s'ils étaient plus fidèles, ils "expliqueraient" sans doute une part un peu plus importante de la variance du critère. Enfin, ces prédicteurs ne décrivent pas *toutes* les caractéristiques du contexte familial et scolaire susceptibles d'influencer l'évolution de l'élève : d'autres dimensions auraient sans doute pu être prises en compte.

L'analyse fait apparaître, à ce niveau scolaire, des phénomènes d'agrégation relativement importants : près de 40 % de la variance totale du score de mathématiques se situe entre collèves (18,7 %) ou entre classes dans les collèves (21,6 %). Ces chiffres, qui correspondent à la définition n° 1 de Bosker et Witziers (variance "brute" entre sites scolaires), décrivent le collège français comme un système comportant des disparités assez sensibles entre établissements et entre classes.

Pourtant, si l'on se fonde sur la définition n° 4 et que l'on estime plutôt la part de variance totale imputable à la *valeur ajoutée* due aux seules variables scolaires du bloc C (toutes choses étant égales en ce qui concerne les caractéristiques d'*input* représentées par les blocs A et B), on n'obtient que des valeurs modestes : 3,1 % au niveau de la variance entre écoles, 1,6 % au niveau classe, 2,6 % au niveau élève³. Au total, donc, les inégalités liées au seul effet des différences de qualité de l'enseignement dispensé ne représenteraient que 7 % environ de la variance totale des scores.

³ Il peut paraître surprenant que des différences de qualité de l'enseignement dispensé se manifestent au niveau "élève". Cela tient au fait que de nombreux indicateurs du bloc C sont construits à partir des réponses des élèves à des questions portant sur les pratiques éducatives dont ils font l'objet. Celles-ci peuvent comporter une certaine part de variation d'un élève à l'autre d'une même classe. C'est le cas, par exemple, des réponses fournies à des questions portant sur la qualité de l'encadrement "*Mes professeurs vérifient régulièrement mes cahiers*"; "*Ils m'aident quand je ne comprends pas*") ou bien sur la perception par l'élève de la compétence des enseignants ("*Mes professeurs sont souvent ennuyeux*", "*Ils donnent cours de manière claire*", etc.). Les indicateurs de cette nature traduisent sans doute, pour une part, des différences "vraies" de qualité d'une classe ou d'une école à l'autre; pour une autre part, des différences "vraies" de traitement d'un élève à l'autre; et pour une part enfin, des différences purement subjectives dans la manière dont des élèves différents perçoivent une même réalité au sein de leur classe.

En fait, en examinant les composantes de variance "jointe" AC, BC et ABC des divers diagrammes, on se rend compte que celles-ci représentent une part tout à fait significative de la variance expliquée. Même en additionnant les seules composantes "jointes" de niveau "école" et "classe" (qui sont les moins ambiguës), on arrive à un total de 23 % de variance expliquée par la conjonction des variables d'*input* et celles décrivant la qualité de l'environnement scolaire offert aux élèves.

Il s'agit de variance de type *additif*, ce qui amène à considérer le cas français étudié ici comme un exemple de ce que nous avons appelé ci-dessus un système "inégalitaire". Ces composantes jointes rendent compte du fait que *les disparités de rendement entre élèves se sont accrues au fil des ans, parce que les élèves initialement "bons" (qui sont souvent issus d'un milieu familial plus "favorisé" que les autres) tendent en outre à trouver des conditions d'apprentissage meilleures dans les collèges qu'ils fréquentent et dans les classes auxquelles ils sont assignés.*

Environ 14 % des disparités entre collèges (sur les quelque 19 % observées) et 9 % des disparités entre classes au sein des collèges (sur les quelque 22 % observées) s'expliquent ainsi par le fait que les "meilleurs" élèves se voient offrir un "meilleur" enseignement en mathématiques que les autres.

Comme on le voit, s'en tenir à l'estimation de la "valeur ajoutée" reviendrait dans ce cas à estimer l'effet école à environ le quart de sa "vraie" valeur .

L'effet «propre» des caractéristiques d'*input* de la population recrutée (évalué en additionnant les composantes de variance «unique» A et B, ainsi que les effets «jointes» AB) explique, quant à lui, environ 16 % de la variance totale du critère. L'apport de A (niveau de compétence en mathématiques à l'entrée au collège) y est le facteur dominant : A seul ou A en association avec les caractéristiques personnelles et familiales de l'élève du bloc B, expliquent environ 8 % des disparités entre classes et 9 % des variations entre élèves dans les classes.

A remarquer que le bloc B (SES et encadrement familial) ne semble pas avoir un impact «net» réellement significatif sur les progrès de l'élève *au cours de sa scolarité au collège* (si c'était le cas, cela se traduirait notamment par une contribution significative unique de B à l'explication des différences entre élèves dans les classes. Il est frappant de constater qu'en fait cette contribution n'est que de 0,79 %).

Il apparaît donc que le milieu d'origine des élèves influence leur évolution de manière

essentiellement *indirecte*, par la meilleure préparation initiale en mathématiques dont ont bénéficié les élèves de milieu «favorisé» et par la qualité de la classe et de collège où ils sont inscrits.

Notons encore que l'effet «propre» des variables d'*input* des blocs A et B en ce qui concerne les *disparités entre collèges* est très faible, et de type suppressif (-1,08 % de la variance). Au-delà de leur contribution jointe avec les variables du bloc C (qui, elle, est importante) les caractéristiques de la population recrutée par l'établissement n'expliquent donc plus qu'une part négligeable des différences entre collèges, probablement due à de légères instabilités du modèle.

Le détail des analyses permet d'avoir quelque idée des variables scolaires qui jouent un rôle dans ce profil de résultats. Les établissements et les classes accueillant des élèves de meilleur niveau initial et/ou bénéficiant d'un milieu familial privilégié se caractérisent notamment par une meilleure discipline et un meilleur "climat", des professeurs que leurs élèves jugent plus compétents, un règlement intérieur explicite sur des comportements directement liés à l'apprentissage, et, surtout, par une exposition plus complète à l'apprentissage du curriculum de mathématiques. Toutes ces variables ont une corrélation de premier ordre avec le critère qui est significative et souvent élevée. Leur coefficient de régression demeure significatif même sous contrôle des variables d'*input*.

Cependant, même dans un contexte comme celui-ci, où se reconnaissent assez nettement les traits distinctifs d'un système de type "inégalitaire", on observe quelques cas de variables ayant un comportement suppressif (donc des effets que l'on peut plutôt considérer comme "compensatoires"). C'est ce qui se passe, par exemple, pour les variables relatives à la présence dans l'école de *dispositifs d'encadrement ou de soutien*, l'utilisation de *processus d'enseignement structuré* ou la *définition des droits et des responsabilités des élèves*. Ces divers indicateurs ont un pouvoir explicatif *supérieur* à ce que laissait présager leur corrélation de premier ordre avec le critère (très modeste ou non significative) indiquant qu'ils ont joué au cours de l'évolution des élèves un rôle modérateur par rapport à la tendance dominante favorisant l'accroissement des disparités.

Il n'est, hélas, pas aisé d'estimer l'ampleur de leur effet (*i.e.*, d'évaluer l'inégalité *supplémentaire* que l'on observerait entre élèves si les légers phénomènes compensatoires favorisés par ces pratiques n'avaient pas pris place).

CONCLUSION

Depuis le *Rapport Coleman*, une des constantes observées dans les résultats des études sur l'effet école a été la faible ampleur de cet effet lorsqu'on tient sous contrôle statistique les caractéristiques d'*input* de la population recrutée par les divers établissements.

L'exercice de simulation présenté ci-dessus montre que le contrôle statistique des variables d'*input* entraîne probablement une certaine sous-estimation des effets-école "vrais". Dans leur réanalyse du *Rapport Coleman*, Mayeske *et al.* (1972) suggéraient déjà que la variance du critère expliquée *conjointement* par des variables d'*input* et des variables décrivant des processus scolaires devrait être interprétée comme de la "vraie" variance due à l'effet école. Notre analyse semble apporter de l'eau à leur moulin.

La technique de rotation des modèles que nous suggérons d'utiliser permet probablement d'obtenir des estimations un peu plus correctes. Elle a cependant aussi ses limites : comme nous avons pu le constater en analysant un cas "réel" , elle demeure imparfaite lorsque le bloc de variables scolaires contient à *la fois* des indicateurs responsables d'effets additifs et d'autres associés à des effets compensatoires.

Retenons toutefois quelques faits intéressants.

Les simulations présentées ci-dessus montrent que des interventions relativement modestes sur la qualité de l'enseignement peuvent avoir des conséquences sensibles en termes d'équité. Une corrélation très modérée entre SES et QUALITE (+.07 dans le système inégalitaire, *vs* -.11 dans le système compensatoire) suffit déjà, dans le premier cas, à doubler le handicap des écoles défavorisées, dans le second cas à le réduire très significativement⁴. Une leçon surprenante à tirer tant de la simulation que de l'exemple "réel" est l'idée de la variance *brute* entre écoles pourrait bien être un meilleur indicateur que la "valeur ajoutée" dans les comparaisons internationales tendant à évaluer l'impact de ces diverses politiques éducatives.

⁴ La politique Compensatoire 2, où la corrélation entre SES et QUALITE serait infléchié jusqu'à -.22, constituerait probablement un défi beaucoup plus difficile à mettre en oeuvre.

Une seconde leçon concerne les variables scolaires à comportement "suppressif". Souvent, l'effet de ces variables est si instable et si difficile à interpréter que le chercheur est tenté de les exclure de ses analyses...

Dans une étude sur des données réelles, la QUALITE de l'enseignement n'est jamais représentée par une seule variable, comme c'est le cas dans nos simulations. Lorsqu'il sélectionne les variables de processus qu'il utilisera dans ses modèles, le chercheur devrait être conscient que les variables le plus communément associées à des initiatives de type compensatoire (par exemple : *Dispositifs de Remédiation*) ont toutes chances de présenter des corrélations de premier ordre avec le critère de faible ampleur, non significatives ou même négatives. En revanche, les variables scolaires les plus communément associées à une variance jointe *input/processus* de type additif (par exemple *Climat de l'école* , *Attentes des maîtres* ou *Exposition à l'apprentissage*) auront des corrélations de premier ordre avec le critère beaucoup plus élevées.

Le fait de savoir que "*plus un système est compensatoire, plus basses risquent d'être les corrélations entre processus scolaires et acquis des élèves*" ne peut qu'encourager les chercheurs à prêter davantage d'attention à des phénomènes suppressifs qu'ils ont souvent tendance à négliger.

BIBLIOGRAPHIE

BOSKER, R.J. and WITZIERS, B. (1995). *A meta-analytical approach regarding school effectiveness : the true size of school effects and the effect size of educational leadership.*

COLEMAN, J.S., & al. (1966). *Equality of Educational Opportunity* : Washington, D.C., U.S. Government Printing Office.

GRISAY, A. (1997). *Evolution des acquis cognitifs et socio-affectifs des élèves au cours des années de collège.* Dossiers Education et Formations, ° 88, Paris : Direction de l'Evaluation et de la Prospective, 1997.

MAYESKE, G.W. & al. (1972), *A Study of our nation's Schools*, Washington, U.S.O.E.

ROSS, K.N., *Social Area indicators of Educational Need*, ACER Research Monograph n°20, Victoria : Allanby Press, 1983.

Annexe A. Calcul des valeurs des diagrammes de Venn

La procédure utilisée pour calculer les valeurs des composantes de variance expliquées par les trois blocs, à partir des résultats du tableau 9, est la suivante :

1. La variance totale observée à chacun des niveaux (i.e., entre écoles ; entre élèves au sein des écoles) est fournie par le modèle 1 (modèle vide).
2. La variance inexpliquée est la variance résiduelle du modèle 8 (PRE + SES + QUA) à ce même niveau.
3. Les composantes de variance 'unique' expliquées par PRE, SES et QUA s'obtiennent en soustrayant la variance inexpliquée (modèle 8) de la variance résiduelle des modèles 7 (SES + QUA), 6 (PRE + QUA) et 5, (PRE + SES) respectivement.
4. La composante 'jointe' PRE + SES s'obtient en soustrayant la variance inexpliquée (modèle 8) et les composantes uniques 'Unique PRE' et 'Unique SES' de la variance résiduelle du modèle 4 (QUA).
5. La composante 'jointe' PRE + QUA s'obtient en soustrayant la variance inexpliquée (modèle 8) et les composantes uniques 'Unique PRE' et 'Unique QUA' de la variance résiduelle du modèle 3 (SES).
6. La composante 'jointe' SES + QUA s'obtient en soustrayant la variance inexpliquée (modèle 8) et les composantes uniques 'Unique SES' et 'Unique QUA' de la variance résiduelle du modèle 2 (PRE).
7. La composante 'jointe' PRE + SES + QUA s'obtient en soustrayant la variance inexpliquée (modèle 8) et toutes les autres composantes 'uniques' et 'jointes' ('Unique PRE', 'Unique SES', 'Unique QUA' et 'jointes' PRE*SES, PRE*QUA et SES*QUA) de la variance totale observée au niveau étudié (modèle 1).

Les trois diagrammes de la Fig. 1 s'obtiennent en appliquant ces calculs aux résultats des trois colonnes 'école' du tableau 9 ; les trois diagrammes de la fig.2, en les appliquant aux trois colonnes 'élève' du même tableau.