



HAL
open science

Les acquisitions scolaires des élèves au cours préparatoire : les origines des différences

Alain Mingat

► **To cite this version:**

Alain Mingat. Les acquisitions scolaires des élèves au cours préparatoire : les origines des différences. Revue française de pédagogie, 1984, 69, pp.49-64. halshs-03184245

HAL Id: halshs-03184245

<https://shs.hal.science/halshs-03184245v1>

Submitted on 4 Jun 2021

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

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



Distributed under a Creative Commons Attribution - NonCommercial - NoDerivatives 4.0 International License

LES ACQUISITIONS SCOLAIRES DE L'ÉLÈVE AU CP : LES ORIGINES DES DIFFÉRENCES ?

par Alain MINGAT

I. – INTRODUCTION : QUE CHERCHE-T-ON ?

Pour présenter de façon imagée les objectifs de ce texte, et en donner d'emblée les résultats principaux, on pourrait partir de l'image classique utilisée parfois pour représenter l'activité pédagogique, à savoir celle de l'enfant – feuille blanche sur laquelle le pédagogue écrirait les progrès réalisés par l'enfant dans l'activité d'apprentissage. Pour faire un pastiche de cette image, ce texte soulignera qu'en étudiant les acquisitions des enfants au CP, on observe :

- 1) que la feuille est déjà partiellement écrite à l'entrée au CP ;
- 2) qu'il est plus ou moins difficile d'écrire sur les feuilles selon certaines de leurs caractéristiques ;
- 3) qu'il y a une assez grande variabilité des enseignants dans leur capacité à l'écriture.

De façon plus académique, nous nous attacherons à donner des éléments de réponse aux questions suivantes :

Quelle part de la différenciation des élèves en fin de CP quant à leurs acquisitions scolaires est due à une différenciation antérieure à l'entrée au CP, et quelle part de la différenciation s'est constituée en cours de CP ?

Quelles sont les caractéristiques initiales des élèves qui permettent de prédire des difficultés, c'est-à-dire celles qui sont insuffisamment présentes chez certains élèves à l'entrée au CP ? Ces caractéristiques sont-elles manipulables ?

Les effets de classe sont-ils importants ? Y a-t-il des différences systématiques d'apprentissage d'une classe à l'autre pour des élèves de caractéristiques données ? Quelles sont les conséquences pour ses acquisitions, qu'un élève soit placé dans une classe plus ou moins hétérogène, plus ou moins nombreuse ou d'un niveau moyen plus ou moins élevé ? Dans quelle mesure, les différences d'acquisition peuvent-elles être dues à des différences entre maîtres ?

II. – LES DONNÉES UTILISÉES

Pour répondre à ces questions, nous avons utilisé les données recueillies dans le cadre d'une évaluation d'une action zone d'éducation prioritaire (ZEP) effectuée dans la banlieue dijonnaise. L'échantillon comprend 16 classes de cours préparatoire. La population n'est pas représentative de la population française compte tenu de la particularité de l'habitat (environ 80 % des enfants de la ZEP habitent en HLM), de la structure sociale qui est caractérisée par un taux relativement élevé d'enfants d'origine ouvrière (64 %)

L'Institut de Recherche sur l'Économie de l'Éducation (ERA du CNRS), après des premières recherches sur les coûts, puis l'efficacité de l'éducation, menées dans une optique économique, a progressivement concentré son attention – entre autres – sur l'analyse du fonctionnement du système éducatif. Si les domaines de recherches se sont élargis, la méthodologie rigoureuse des premiers travaux reste bien présente, et cet article, qui relate une évaluation d'une action pédagogique, apporte autant des éléments de méthode – et de réflexion sur la méthode – que des faits, dont l'intérêt n'est pas négligeable.

Les données recueillies pour cette recherche ont été collectées lors d'une évaluation d'actions « zone d'éducation prioritaire » effectuées auprès de classes de CP dans l'agglomération dijonnaise. A côté des variables individuelles « classiques », l'auteur met en relief des variables collectives telle que l'hétérogénéité de la classe. Il souligne également l'existence « d'effets maîtres » très importants, qui laissent bien des interrogations sans réponse. D'où, aussi, la valeur de cet article, qui est un point de départ rigoureux pour des travaux ultérieurs interpellant fortement les pédagogues.

et de la proportion d'étrangers qui est plus importante que la moyenne nationale (il y a 41 % d'élèves étrangers).

Les données utilisées sont des données individuelles (âge, sexe, nationalité, habitat, activité de la mère, catégorie d'emploi du père, ...) comprenant notamment des mesures d'évaluation de l'élève aussi bien en début de cours préparatoire (**Échelle d'admission au cycle élémentaire** de Y. Chautard Meesemaker et F. Tettelin, mesurant 4 dimensions des capacités initiales de l'élève, à savoir, la logique verbale, l'organisation temporelle, la structuration spatiale et la motricité manuelle) qu'en cours et en fin d'année scolaire dans les domaines de la lecture/français et des mathématiques (**Test de lecture au cours préparatoire** de Pasquier et un test construit à partir d'items extraits de l'évaluation au CP du SIGES/MEN pour les capacités numériques). Ces épreuves d'évaluation finale ont été préférées aux résultats scolaires donnés par chaque maître pour pouvoir étudier les résultats des élèves sur des bases communes et pouvoir analyser mieux les effets de classe. Enfin, à chaque élève ont été associées les caractéristiques de sa classe (nombre d'élèves de la classe, niveau moyen à l'évaluation initiale, hétérogénéité de la classe – écart-type de la distribution du niveau à l'évaluation initiale –, pourcentage d'élèves étrangers dans la classe, pourcentage d'élèves d'origine populaire).

III. - ARCHITECTURE DU SYSTÈME INTERACTIF ANALYSÉ

La variable analysée est le résultat final (en mathématiques et en lecture/français) mesuré par les épreuves d'évaluation externes à l'école. On cherche à comprendre les « lois de variation » de ce résultat final, c'est-à-dire qu'on cherche les relations entre ce résultat et un certain nombre de variables utiles à la description, voire à l'explication des différences finales constatées entre élèves.

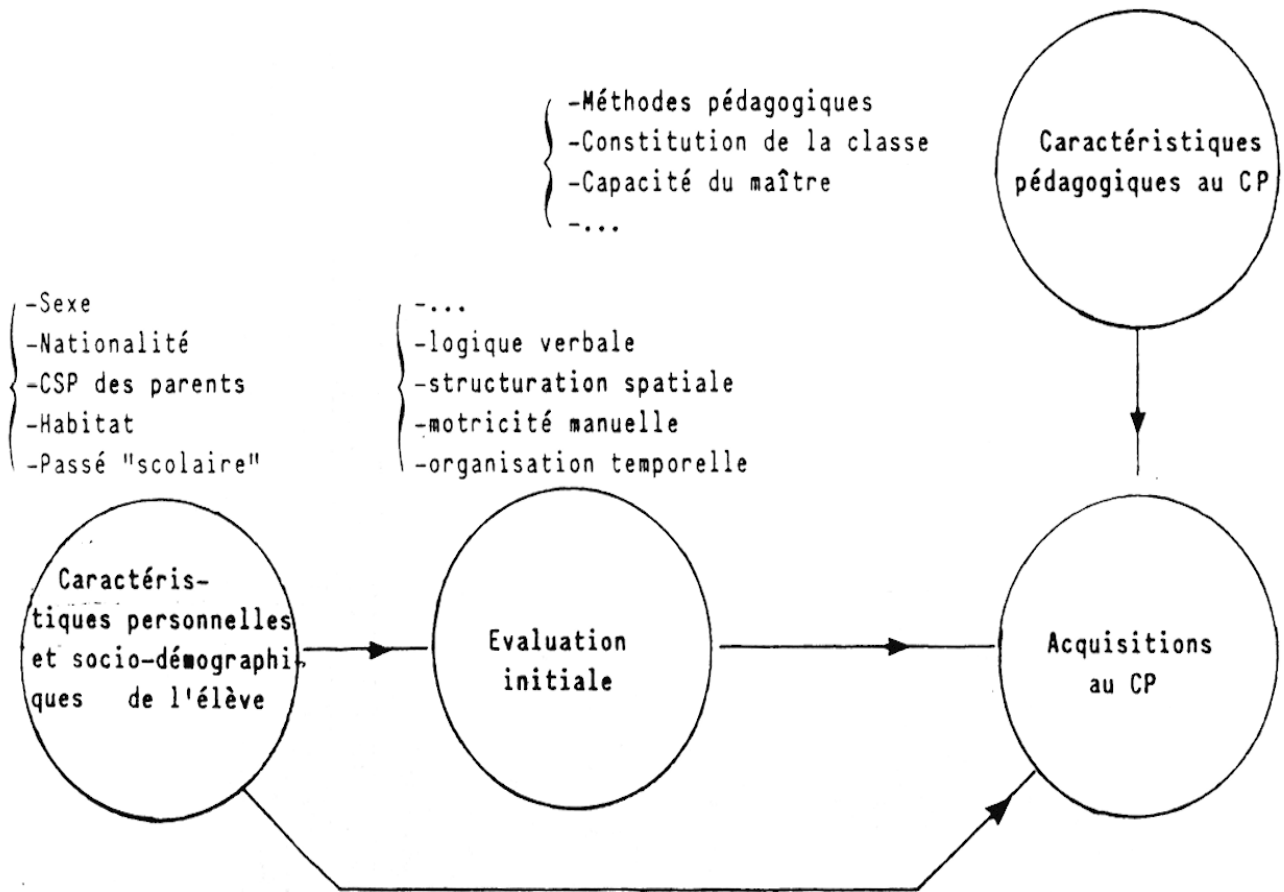
L'observation des relations « une à une » entre le résultat final et chacune des variables est utile, mais d'un intérêt limité. En effet, pour que le traitement statistique soit réellement intéressant et analytique d'une part et utile pour la compréhension opératoire et l'action d'autre part, il est essentiel que deux compléments distincts soient apportés :

1. Prise en compte des phénomènes interactifs tenant aux liaisons statistiques entre variables appartenant à un même niveau temporel (voir 2. ci-après). Ces phénomènes tiennent au fait que toutes les variables ne sont pas indépendantes ni réparties aléatoirement entre les individus (notamment parce que l'école s'intègre dans une société caractérisée par un certain nombre de structures). Par exemple, si on observe que les enfants habitant en HLM ont des résultats inférieurs à ceux d'élèves ayant d'autres

conditions de logement, il est important de faire la part de ce qui revient per se au type d'habitat, de ce qui est dû à des relations non explicitées dans la formule « les enfants d'HLM réussissent moins bien », mais bien existants dans la réalité. Ainsi, les habitants des HLM appartiennent presque toujours à des catégories professionnelles modestes, sont plus souvent étrangers et ont en moyenne des familles plus nombreuses. Il est bien possible qu'il y ait un « effet HLM » dans la réussite scolaire mais pour cela, il faut pouvoir l'isoler et le « libérer » de l'effet de l'interaction avec les autres variables. Par exemple, y a-t-il une différence systématique de réussite entre des enfants dont le père est ouvrier (français ou étranger), a trois enfants, selon qu'ils habitent en HLM ou non. C'est la mesure de cette différence systématique qu'on peut attribuer à la variable HLM et en aucun cas la différence « brute » incorporant les effets des relations avec les autres variables. Des modèles multivariés permettent d'obtenir ces écarts « toutes choses égales par ailleurs ». Il faut en effet se méfier du contenu implicite causal de formules de type : « Les enfants de HLM réussissent moins bien », qui peut donner à penser que l'habitat a un rôle central dans la moindre réussite scolaire.

2. Parmi les variables, il est très important de distinguer celles qui ont une action permanente (avant, pendant, après le CP) et celles qui ont une action limitée en cours de CP. Il faut souligner que l'évaluation entreprise porte sur le cours préparatoire et qu'il faut donc séparer temporellement ce qui relève de ce qui s'est passé pendant l'année de CP des différenciations qui se sont constituées avant l'entrée des élèves au cours préparatoire. En effet, on ne saurait se contenter d'observer l'effet, même net des interactions, au sens du paragraphe précédent, d'une variable sans opérer cette distinction et cette relation au temps. Par exemple, si on observe en fin de CP que les enfants d'ouvriers ont des résultats inférieurs à ceux des enfants de cadres, c'est une information intéressante mais insuffisante, voire même susceptible d'induire une mauvaise interprétation du phénomène analysé en raison du même contenu implicite causal qui risque d'affecter au CP, à son fonctionnement, à ses contenus, à sa pédagogie la différenciation enregistrée et d'orienter l'action dans un sens inadéquat. Il est donc spécialement important de décomposer l'écart observé en fin de CP en un écart initial, sédimenté petit à petit avant le CP, qui constitue un objet de recherche intéressant mais exogène à une recherche sur le CP lui-même, et un écart effectivement produit en cours de CP (rien n'indiquant a priori que ces deux écarts aillent nécessairement dans le même sens).

Le diagramme suivant permet de distinguer les effets antérieurs au CP et ceux en cours de CP. Si l'évaluation initiale mesure correctement les caractéristiques personnelles de l'« éducabilité », elle définit la « matière première » que va transformer la pédagogie (au sens large) pendant le cours préparatoire sachant d'une part qu'il peut y avoir de



fortes différenciations initiales au sein de la population scolaire, selon le sexe, la CSP, la nationalité, l'habitat... et d'autre part que ces variables peuvent continuer à exercer des effets en cours de CP.

A partir de ce cadrage méthodologique, nous pouvons maintenant aborder l'analyse des résultats empiriques et examiner comment se structurent les facteurs explicatifs de la variabilité des acquisitions des élèves en fin de cours préparatoire. Dans un premier temps, nous donnerons rapidement les différences globales « brutes » pour aborder ensuite la prise en compte simultanée des différentes variables et de leurs interactions ainsi que la séparation temporelle des effets de ces variables pour analyser ensuite les facteurs caractéristiques de la classe et les différences systématiques d'acquisition des élèves selon la classe dans laquelle ils sont placés.

IV. - LES DIFFÉRENCES « BRUTES » D'UNE ANALYSE UNIVARIÉE

Les acquisitions des élèves en fin d'année scolaire ont été mesurées dans le domaine numérique (moyenne de l'échantillon 12,00 avec un écart-type de 5,16) et dans celui

de la lecture/français (moyenne de l'échantillon 84,38 avec un écart-type de 14,20). Au-delà de la situation moyenne, on peut observer que les résultats sont différents si on considère des sous-populations particulières segmentées selon les modalités des différentes variables disponibles dans l'enquête.

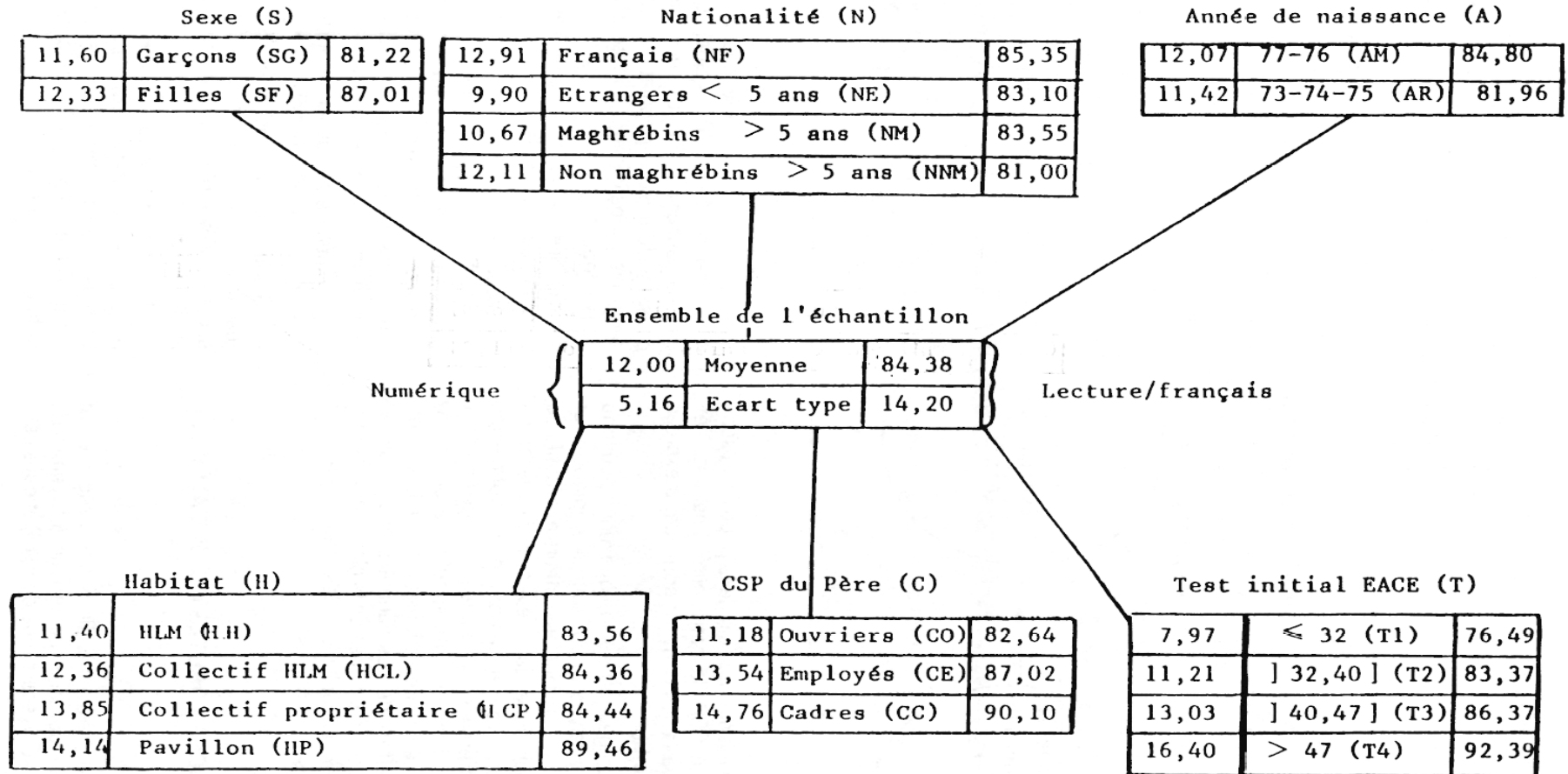
Les filles obtiennent de meilleurs résultats que les garçons et ceci principalement dans le domaine de la lecture.

Les Français obtiennent de meilleurs résultats que les étrangers. Bien que non négligeables, ces différences ne sont pas massives. De plus, elles apparaissent plus importantes dans le domaine numérique que dans celui de la lecture où les différences entre groupes selon la nationalité sont même inférieures à celles entre garçons et filles.

L'année de naissance apporte des différenciations faibles et qui plus est, difficiles à interpréter directement.

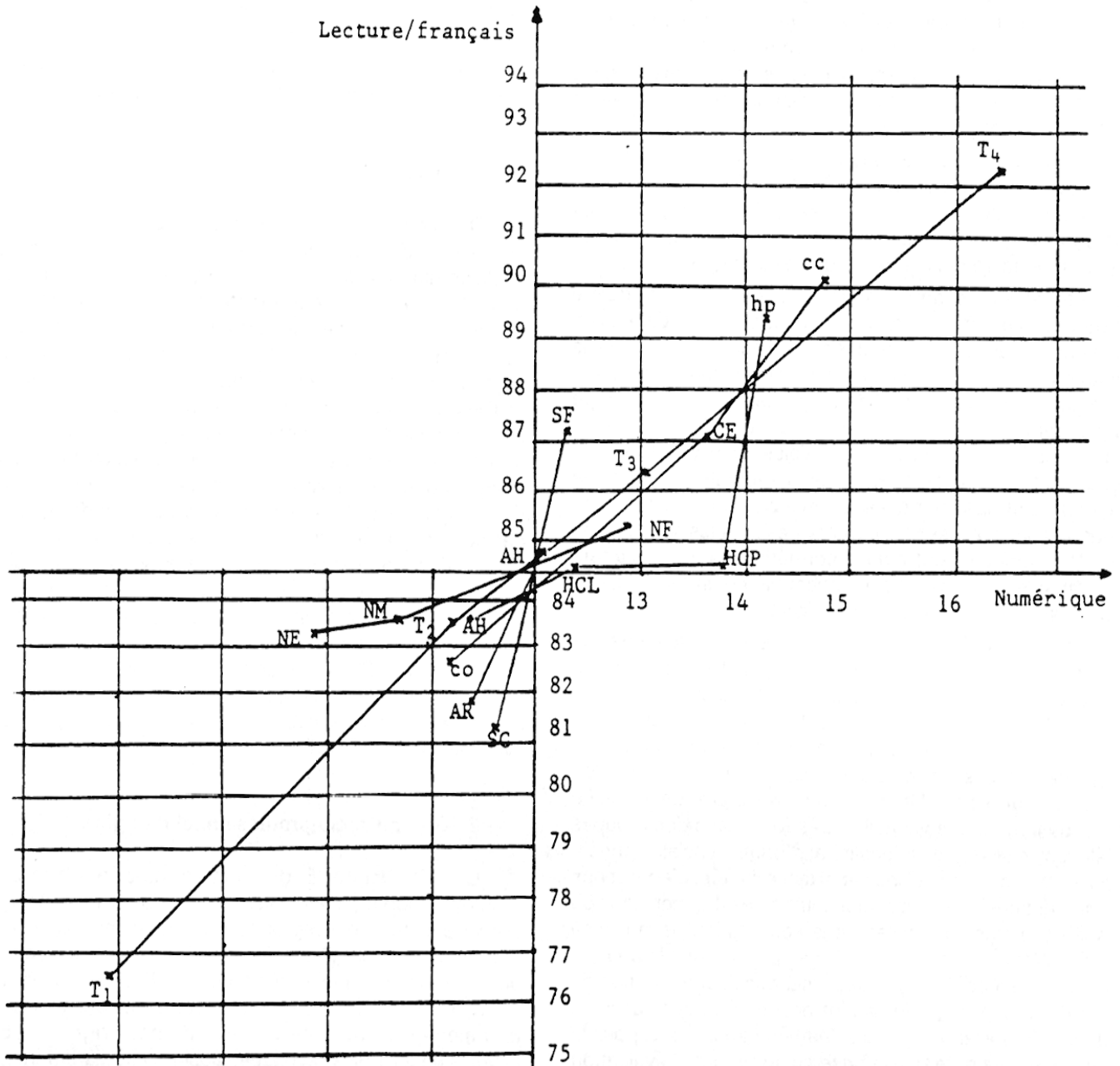
Selon l'habitat, les écarts sont plus importants. Les résultats se hiérarchisent des élèves des HLM qui ont le score moyen le plus faible à ceux habitant dans un pavillon individuel qui obtiennent les scores les plus élevés.

Les différences sont légèrement plus accentuées si on considère la distinction selon la catégorie socio-professionnelle du père de l'élève avec des résultats nettement plus élevés pour les enfants de cadres que pour les enfants d'ouvriers.



Le graphique ci-après montre la position relative des différents groupes selon les différentes variables étudiées. Il permet de mettre en évidence la relation forte et positive entre les résultats en lecture et ceux en mathématiques en fin de CP dans l'ensemble de la population (les points sont dans les 1^{er} et 3^e quadrants). Il permet aussi de montrer

l'importance de l'évaluation initiale dans la mesure où les points représentatifs des groupes constitués sont dans des positions très différenciées sur le graphique alors même que les 4 groupes ne représentent pas des situations extrêmes puisqu'ils correspondent à peu près à des quartiles (25 % de la population).



Comme nous l'avons rappelé en introduction de ce texte, les différenciations brutes entre variables, pour intéressantes qu'elles soient doivent être testées à l'épreuve des interactions pour séparer les effets nets, des effets artificiels tenant aux liaisons qu'entretiennent des variables effectivement actives avec chacune des variables analysées.

V. – LA PRISE EN COMPTE DES INTERACTIONS ET SÉPARATION TEMPORELLE DES EFFETS

Pour traiter de ce problème, la méthode classique consiste à estimer des modèles multivariés traitant simultanément les variables analysées et mesurant les effets nets des variables, les autres variables étant maintenues constantes. Les résultats des estimations sont les suivants (voir tableau page suivante).

Pour ceux des lecteurs qui ne seraient pas accoutumés à ce genre d'analyse statistique, des informations techniques concernant la lecture de ces tableaux sont données en annexe, sachant que nous allons maintenant proposer un commentaire plus littéraire de ces résultats.

Le tableau ci-après donne les résultats de quatre modèles. Les deux premiers concernent la dimension « mathématiques » des acquisitions, les deux suivants la lecture (1). Dans chacune des deux dimensions analysées, le premier modèle prend en compte les variables de type socio-démographique uniquement, donc sans contrôler les caractéristiques « scolaires » initiales (EACE) alors que le second modèle peut traiter de la séparation temporelle des effets et observer quelles dimensions des caractéristiques initiales sont les plus importantes pour les acquisitions au CP. Il donne en outre des informations quant aux effets de variables agrégées concernant la constitution de la classe sur les acquisitions des élèves.

La première information fournie par l'estimation de ces modèles est leur pouvoir explicatif global sur la variance des acquisitions scolaires par les élèves. Ainsi, les variables socio-démographiques (sexe, CSP, nationalité, habitat, fratrie...) apportent certes une certaine explication mais la part expliquée par ces variables est faible : 7 % et 13 % respectivement pour les mathématiques et la lecture. Cela signifie donc qu'il reste une variabilité très forte dans des groupes d'élèves de sexe, de nationalité et d'origine sociale donnés. Ces variables ont donc une importance limitée. L'apport des caractéristiques de l'évaluation initiale (les 4 dimensions du test EACE) ainsi que celles de la constitution de la classe permet d'augmenter dans de larges proportions le pouvoir explicatif du modèle. Il faut souligner que l'augmentation de la variance expliquée due à l'introduction de ces variables est plus importante pour les mathématiques que pour la lecture. Si on ajoute que la prise en compte de l'évaluation initiale a comme conséquence de rendre non-significatives

toutes les variables socio-démographiques, pour ce qui concerne le domaine des mathématiques, on arrive à la conclusion que, dans ce domaine, l'essentiel de la différenciation sociale, sexuelle... était déjà présente avant l'entrée au CP et qu'en cours de CP, il n'y a pas de nouvelles différenciations selon ces variables. Il n'en est pas de même dans le domaine de la lecture où d'une part le poids des variables de l'évaluation initiale est plus faible et où d'autre part l'introduction de l'évolution initiale n'a pas pour conséquence de réduire à zéro le rôle des variables socio-démographiques. On arrive ainsi à la conclusion qu'en cours de CP, pour ce qui est de l'apprentissage de la lecture, il y a une influence persistante des variables sociales et de sexe, même si une partie de l'influence totale est aussi préexistante à l'entrée au CP.

Examinons maintenant de façon plus spécifique l'influence des différentes variables ou groupes de variables.

1. Sexe

Que ce soit en ce qui concerne les écarts bruts, les écarts nets d'interactions, avant le CP ou en cours de CP, les filles réalisent de meilleures performances que les garçons. Dans le domaine des mathématiques les écarts sont peu importants et peu significatifs. Il n'est pas de même dans l'apprentissage de la lecture où les filles ont un avantage important et significatif. (La différence entre garçons et filles est du même ordre de grandeur que la différence entre enfants d'ouvriers et de cadres, pour un même sexe, sachant que la variable sexe est plus significative statistiquement que la variable sociale, ce qui signifie qu'il y a plus d'homogénéité de résultats en lecture au sein des groupes par sexe qu'au sein des groupes sociaux ou bien que la « prédiction » du résultat est plus précise si on connaît le sexe plutôt que le groupe social, bien que les deux effets se combinent.) Les estimations nous apprennent en outre que sur l'écart de 5,875 points à l'avantage des filles en lecture en fin de CP, 4,366 soit 74 % n'étaient pas perceptibles à l'entrée au CP, ce qui signifie que le CP a largement creusé les différences initiales (du moins telles qu'elles sont évaluées par l'EACE).

2. Groupe socio-professionnel d'origine

Quatre groupes ont été considérés (cadres/employés/commerçants/ouvriers-personnels de service/Père « absent », qui regroupe des situations variées). Là encore, des différences existent selon qu'on considère les acquisitions numériques ou la lecture. Pour ce qui est des mathématiques, les acquisitions sont d'autant meilleures globalement que l'élève est d'une origine socio-professionnelle plus favorisée. Cependant, les différences ne sont pas très importantes, les écarts entre les groupes

Variables		Mathématiques				Lecture			
de référence	active	Coef.	Signif.	Coef.	Signif.	Coef.	Signif.	Coef.	Signif.
Féminin	Masculin	- 0,882	ns	+ 0,045	ns	- 5,875	***	- 4,366	***
Age		+ 1,210	*	-	-	+ 0,310	ns	-	-
Non redoublant	Redoublant	- 0,110	ns	-	-	+ 1,711	ns	-	-
Français	Étrangers < 5 ans	- 1,008	ns	+ 1,117	ns	+ 5,769	*	+ 5,742	**
	Maghrébins > 5 ans	- 0,711	ns	+ 0,017	ns	+ 5,540	**	+ 6,523	***
	Non maghrébins > 5 ans	+ 0,496	ns	- 0,643	ns	+ 1,918	ns	- 1,418	ns
Père ouvrier	Père cadre	+ 2,500	**	+ 0,953	ns	+ 6,893	**	+ 4,338	*
	Père employé	+ 1,375	ns	+ 0,249	ns	+ 4,278	*	+ 1,120	ns
	Père absent	- 0,412	ns	- 0,675	ns	+ 1,444	ns	+ 0,842	ns
Mère au foyer	Mère salariée	+ 0,677	ns	-	-	+ 2,623	ns	-	-
Pavillon	HLM	- 0,591	ns	-	-	- 1,823	ns	-	-
	Locataire en Col. nm HLM	- 0,679	ns	-	-	- 2,515	ns	-	-
	Collectif-Propriétaire	- 0,083	ns	-	-	- 4,303	ns	-	-
Fratrie		- 0,275	ns	- 0,112	ns	- 1,838	***	- 1,559	***
Années de maternelle		+ 0,525	ns	-	-	- 0,004	ns	-	-
Jours d'absence		- 0,041	ns	-	-	+ 0,019	ns	-	-
EACE Logique verbale				+ 0,706	***			+ 1,795	**
EACE Organisation temporelle				+ 0,708	**			+ 1,137	ns
EACE Structuration spatiale				+ 1,862	***			+ 2,645	***
EACE Motricité manuelle				+ 0,683	**			+ 1,780	**
Taille de la classe				- 0,283	***			- 0,700	**
Hétérogénéité de la classe				+ 0,391	***			+ 1,567	***
Constante		+ 3,926	ns	+ 2,547	ns	+ 86,334	***	+ 63,431	***
% de variance expliquée		7,33		40,41		12,91		27,04	

* : significatif au seuil de 10 %.

** : significatif au seuil de 5 %.

*** : significatif au seuil de 1 %.

employés-ouvriers et « père absent » ne sont pas significatifs et seuls se distinguent les enfants de cadres avec des résultats plus élevés. Il faut également souligner que pour les acquisitions numériques l'essentiel des différenciations sociales est antérieur au CP, le fonctionnement du cours préparatoire apparaissant approximativement neutre socialement. Dans le domaine de la lecture, la différenciation globale en fin de CP est légèrement plus forte que pour les mathématiques (l'écart relatif ouvrier-cadre est comparable mais il subsiste un écart entre enfants d'ouvrier et d'employé), mais la différence avec les mathématiques est qu'une partie (entre 30 et 60 %) s'est constituée au cours du CP, renforçant les inégalités initiales. Si ces résultats suggèrent bien qu'une partie de la différenciation finale s'est constituée en cours de CP, ils signifient aussi qu'une partie non négligeable (probablement supérieure à 50 % globalement) de cette même différenciation finale était acquise avant l'entrée au CP.

3. Fratrie

Les informations sur l'influence de la taille de la famille sur les acquisitions scolaires prolongent ce que nous venons de dire sur la catégorie socio-professionnelle des parents. Tout au plus peut-on ajouter que si l'effet de cette variable est en général connu à partir des travaux de démographie scolaire, on peut observer ici qu'elle manifeste son influence dès le CP, seulement en lecture d'une part, alors que l'essentiel des différenciations sur ce critère en fin de CP se sont constituées en cours de CP, ou en tout cas n'étaient que peu apparents en début de CP avec le test utilisé, d'autre part.

4. Nationalité

Les résultats obtenus, qui montrent que les variables de nationalité n'ont pas d'influence significative sur les acquisitions dans le domaine numérique et surtout ceux qui montrent que les étrangers en France depuis moins de 5 ans et les maghrébins en général ont toutes choses égales par ailleurs des acquisitions supérieures à celles des français ont a priori de quoi surprendre. En effet, c'est une connaissance commune que les enfants d'origine étrangère et notamment les maghrébins connaissent des difficultés à l'école. En outre, on argumente souvent que le langage de ces enfants est d'une qualité inférieure compte tenu de la moindre facilité langagière en français des parents et notamment de la mère de famille. Il faut noter que cette enquête, bien que non représentative de la population scolaire française, ne fait pas exception à la connaissance commune puisque les enfants étrangers ont en moyenne des acquisitions inférieures à celle des français. Le « paradoxe »

vient de la comparaison des écarts « brutq » et des écarts Tnets » qui sont dans des sens différents.

Si on ne regardait que le modèle prenant en compte l'évaluation initiale (pour la lecture), on serait tenté de proposer l'argumentation selon laquelle les handicaps « langagiers » des enfants étrangers ont comme conséquence qu'ils réussissent moins bien à l'évaluation initiale mais qu'ils profitent plus que les français de la classe de CP et compensent par conséquent une partie de leur handicap initial. Les estimations montrent clairement que cette argumentation, bien que partiellement vraie, ne rend pas compte de l'essentiel du phénomène. En effet, si l'évaluation initiale constituait l'explication principale, on devrait trouver des coefficients nuls, ou en tout cas beaucoup plus faibles dans le modèle fondé uniquement sur les variables socio-démographiques. Or ce n'est pas le cas. L'explication du « paradoxe » doit donc être cherchée dans les phénomènes structurels au sein de la population. Ainsi, il faut souligner que les familles étrangères et notamment maghrébines sont caractérisées presque toujours par une catégorie socio-professionnelle basse et de nombreux enfants alors que les familles françaises, mêmes celles qui sont dans l'enquête, sont dans des situations plus diversifiées. Les ingrédients sont donc réunis pour avoir des artefacts de composition dans la mesure où la taille de la famille et la catégorie socio-professionnelle ont un effet sur les acquisitions (en lecture). Or ce que nous enseigne le modèle, c'est que par rapport à des familles françaises dont le père est ouvrier et où il y a beaucoup d'enfants, les familles étrangères ou maghrébines de mêmes caractéristiques, ont des enfants qui réussissent mieux dans les écoles de l'enquête.

5. L'habitat

Les variables caractérisant l'habitat se sont toujours révélées non significatives dans quelque modèle que ce soit. Il est donc clair que les réussites moindres des enfants de HLM ne tiennent qu'à des effets de composition. La rénovation des HLM, pour souhaitable qu'elle soit par ailleurs, n'aura pas d'effets sur la réussite scolaire.

6. Quelques variables de peu d'importance statistique dans l'enquête

Le nombre d'années de maternelle n'a pas d'influence significative. La raison de cette situation tient largement au manque de variance de cette variable dans l'échantillon. On ne peut donc pas tirer de conclusion concernant cette variable.

Le nombre de jours d'absence de l'élève n'est pas non plus significatif. En fait très peu d'élèves ont manqué plus d'une semaine au courant de l'année scolaire et des

absences de ce type se combent aisément notamment en raison de l'action compensatrice des maîtres.

L'âge : aucun des enfants n'a moins de 6 ans à la fin de l'année civile correspondant à la rentrée scolaire de l'année étudiée. Les élèves en retard sont dans des situations variées (redoublants, « anciens » maintenus en grande section de maternelle, venant d'adaptation...). On observe que bien que plus âgés, ces enfants ne réussissent pas vraiment mieux. Toutefois, il y a d'évidents phénomènes de « sélection » puisque ces enfants plus âgés ont aussi d'autres caractéristiques liées qui sont sans doute importantes si bien qu'il est difficile d'inférer des conclusions raisonnables sur ce point concernant l'âge.

7. Les variables de l'évaluation initiale

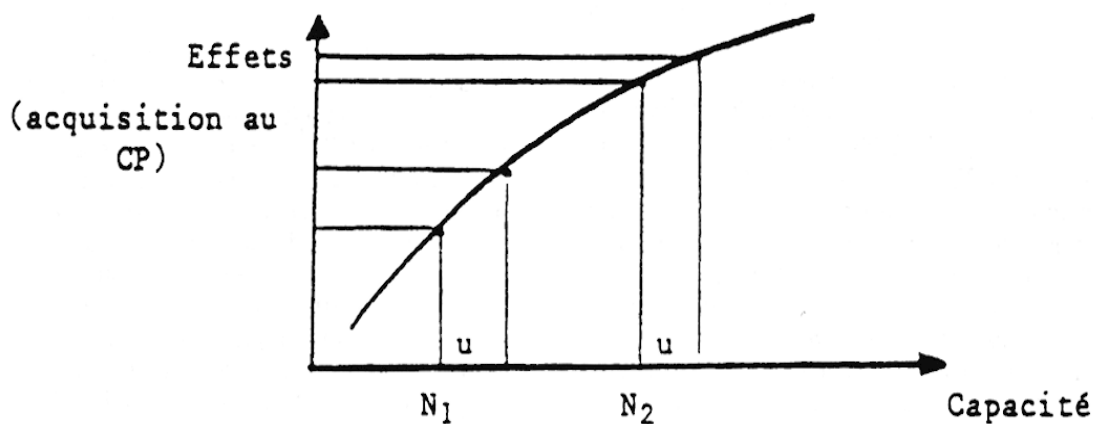
Comme nous l'avons souligné déjà, elles sont statistiquement très importantes pour prévoir le niveau des acquisitions des élèves à l'issue du cours préparatoire et ce dans les deux domaines d'acquisition ; mais avec une intensité plus forte en mathématiques. Sur le plan technique, les quatre dimensions du test EACE ont été « standardisées » de sorte à avoir la même variance si bien que la comparaison des coefficients des quatre dimensions peut être

menée directement au sein de chacun des deux domaines d'acquisition au CP (2).

Les résultats des estimations sont très clairs : les quatre dimensions sont importantes pour les acquisitions en mathématiques ; il en est de même pour la lecture, à l'exception de l'organisation temporelle qui bien que positive n'est pas significative. Cependant, le point qui mérite d'être spécialement souligné est le rôle pré-éminent de l'organisation spatiale par rapport aux autres dimensions du test. Ainsi, quant à l'effet sur les acquisitions, l'organisation spatiale a pratiquement autant d'influence que les trois autres dimensions réunies, avec une significativité statistique particulièrement élevée.

Pour comprendre la signification de ce résultat, il ne faut pas dire que l'organisation spatiale a plus d'importance que les autres composantes dans l'absolu. Ceci n'aurait d'ailleurs sans doute pas de sens. Ce qui par contre a une signification est d'observer que si on améliore un peu le niveau d'un élève dans cette caractéristique, il s'en suivra en moyenne une forte amélioration de ses acquisitions au CP.

Il est probable qu'au fur et à mesure qu'on développe une capacité personnelle, les effets quant à l'utilisation de cette capacité augmentent à un rythme décroissant.



Si on poursuit cette image, tout semble se passer comme si la capacité de structurer l'espace se trouvait au niveau N_1 alors que les autres caractéristiques se trouveraient au niveau N_2 . L'effet dans le domaine des acquisitions au CP dû à une augmentation d'une unité (u) dépend du niveau (ici N_1 ou N_2) auquel on se situe. On ne peut donc pas dire que la structuration de l'espace a plus d'importance, en général, que les autres dimensions investiguées par le test, on peut simplement dire que compte tenu des niveaux respectifs de développement et pour ce qui est de

leurs conséquences sur les acquisitions au CP, il serait profitable de développer davantage l'activation de la « maturité individuelle » dans ce domaine de préférence à un approfondissement dans d'autres domaines (3). On est d'ailleurs d'autant plus fondé à soutenir cette proposition qu'on observe (par des analyses statistiques menées sur les différentes dimensions du test initial) que la structuration de l'espace est (à un niveau plus élevé par exemple que pour la logique verbale) la dimension ou le déficit initial est le plus important pour les enfants maghrébins et en général pour

les enfants d'origine socio-professionnelle modeste. On pense bien sûr à la maternelle comme lieu privilégié où pourrait être activée la maturation de ce type de capacités.

Les résultats de l'analyse statistique donnent enfin des résultats concernant les caractéristiques de la classe dans laquelle est placée l'élève. Ce point nous a paru suffisamment important pour qu'on lui consacre spécifiquement une section.

VI. – AU-DELÀ DE LEURS CARACTÉRISTIQUES PERSONNELLES, LES ÉLÈVES APPARTIENNENT A DES CLASSES

On peut observer qu'à la fin de l'année scolaire, il y a des différences dans les niveaux moyens d'acquisition dans les différentes classes de l'échantillon. Cependant cette observation est d'un intérêt tout à fait limité tant qu'on n'a pas cherché à identifier les principales causes et à en mesurer l'importance relative. On peut a priori organiser l'articulation des causes autour de la typologie suivante :

1. Si les élèves sont en moyenne différents d'une classe à l'autre, à la fin de l'année scolaire, c'est parce qu'ils étaient déjà différents au début de l'année. On insiste ici sur le rôle de la distribution des **caractéristiques personnelles** (CSP/sexe/nationalité/niveau individuel aux évaluations initiales) dans les différentes classes.

2. Compte tenu des caractéristiques personnelles des élèves d'une classe, on observe néanmoins des différences systématiques d'acquisition d'une classe à l'autre. Celles-ci, à leur tour peuvent provenir de plusieurs causes :

2-1. En raison des **caractéristiques agrégées de la classe**, liées d'une façon générale aux difficultés plus ou moins grandes d'enseigner une classe. On peut penser à des variables telles que le pourcentage d'élèves étrangers dans la classe ou le pourcentage d'élèves en retard. On peut penser aussi au niveau moyen initial de la classe, à l'hétérogénéité des élèves quant à leur niveau initial ou au nombre d'élèves dans la classe.

2-2. En raison de facteurs pédagogiques liés d'une façon générale au **maître**, à sa façon d'enseigner et aux méthodes qu'il emploie avec ses élèves. Il n'y a pas, en effet, de raison de penser que toutes les méthodes se valent (pour les élèves donnés), ni que tous les maîtres sont également compétents, également motivés ou également efficaces dans l'exercice de leur profession.

3. Compte tenu des caractéristiques personnelles des élèves, on observe aussi des différences d'acquisition au sein d'une même classe. Ces différences ne sont sans doute pas négligeables. Elles peuvent provenir aussi bien de mauvaises ou incomplètes mesures des caractéristiques

personnelles, et d'un nombre importants d'effets spécifiques « **aléatoires** » pour ce type d'analyse (élève malade, relations à l'intérieur de la famille, personnalité...).

Essayons d'estimer l'impact de ces différents effets.

Les modèles statistiques présentés précédemment traitent des effets 1 et 2-1. Nous avons déjà largement abordés l'influence des caractéristiques personnelles, observons maintenant l'influence des caractéristiques agrégées de la classe.

Les résultats, sont aussi intéressants dans ce qu'ils ont de positifs que dans ce qu'ils ont de négatifs. Ainsi, ils montrent que le pourcentage plus ou moins élevé d'enfants étrangers dans une classe (ici il varie de 13 à 67 %) n'a pas d'influence sur les acquisitions individuelles des élèves. Il en est de même, du pourcentage d'élèves en retard. Par contre, deux variables agrégées sont significatives, à savoir d'une part le nombre d'élèves dans la classe avec des acquisitions d'autant meilleures, toutes choses égales par ailleurs, que la classe est petite (mais signalons que cette relation ne vaut que dans les classes ZEP, la relation n'étant pas significative dans les classes « normales ») et d'autre part l'hétérogénéité de la classe avec un signe qui pourrait surprendre certains dans la mesure où les acquisitions individuelles ont tendance, au CP, à être meilleures, dans les classes plus hétérogènes (4).

Pour mesurer l'importance des facteurs pédagogiques « liés au maître » (2-2) plusieurs méthodes sont possibles. La première pourrait consister à décrire avec beaucoup de détails les caractéristiques du maître et de ses « façons d'enseigner » puis de voir comment ces caractéristiques sont liées aux acquisitions des élèves. Cette méthode est ambitieuse et difficile, mais elle est susceptible d'apporter des informations précieuses au pédagogue. Une seconde méthode serait de considérer « in globo » tous ces facteurs en se contentant de souligner qu'ils sont peu ou prou constants dans une classe et différents d'une classe à l'autre. Sous cette hypothèse, l'importance quantitative globale des facteurs pédagogiques liés au maître peut être estimée en ajoutant des variables « muettes » pour chaque classe (voir appendice méthodologique) dans le modèle global. Ces variables mesureront alors les écarts systématiques entre classes dans les acquisitions individuelles des élèves, compte tenu de leurs caractéristiques personnelles et des caractéristiques agrégées de la classe dans laquelle ils ont été placés. Ces deux méthodes sont en fait complémentaires. Ici, seule la seconde a pu être employée en raison des données disponibles.

Les résultats, et les rappels des résultats antérieurs, sont donnés dans le tableau suivant (seuls les résultats globaux sont proposés, il ne sert à rien ni à personne de savoir que toutes choses égales par ailleurs, on apprend mieux dans la classe de madame X. que dans celle de monsieur Y. ; seule l'ampleur globale est intéressante).

Type de variables	Part de variance expliquée par le modèle %	
	Mathématiques	Lecture
Socio-démographiques	7,33	12,91
Socio-démographiques + évaluation initiale	40,41	27,04
Socio-démographiques + évaluation initiale + variables de classes	52,53	43,35
Apport supplémentaire dû aux variables de classes	12,12	16,41

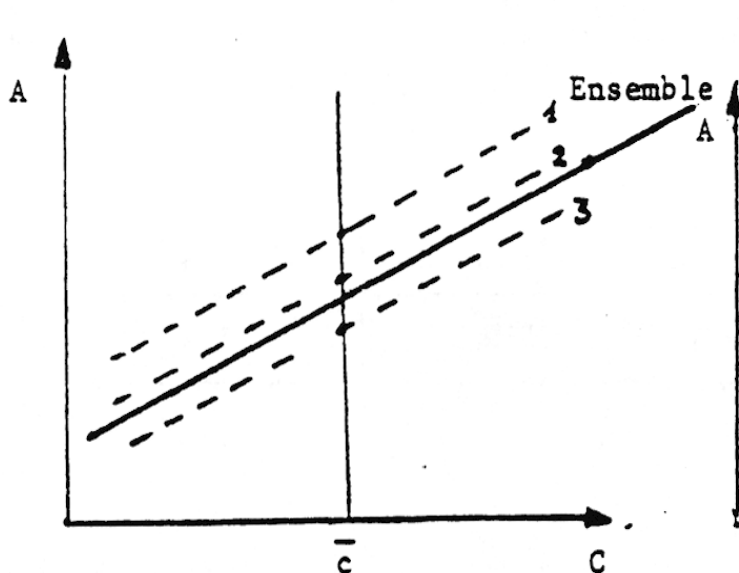
On observe que la prise en compte des classes conduit à augmenter de façon non négligeable la part de variance expliquée par le modèle. Ainsi, les gains de variance expliquée représentent 12,1 % et 16,4 % respectivement pour les mathématiques et la lecture /français. Rappelons à cet égard que la seule prise en considération des variables socio-démographiques (sexe, nationalité, profession du père...) n'expliquait que 7,3 % de la variance des mathématiques et 12,9 % de celle de la lecture/français si bien qu'il apparaît plus important de savoir dans quelle classe est scolarisé un enfant (avec tel maître plutôt que tel autre) que de savoir que tel enfant a telle ou telle caractéristique, pour

connaître (comprendre, prévoir) les acquisitions qu'il fera au CP. On peut également souligner que la lecture/français est à la fois plus sensible aux caractéristiques socio-démographiques des élèves et plus sensible aux différences d'efficacité des maîtres.

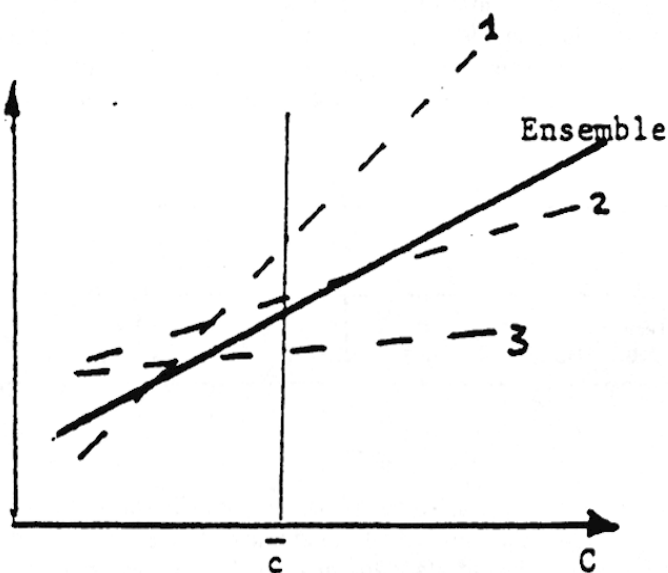
Enfin, en analysant les écarts/effets spécifiques de classe en lecture/français et en mathématiques, on observe que les maîtres qui, à population scolaire donnée, réussissent « bien » en mathématiques réussissent bien aussi en lecture puisque la corrélation entre les écarts systématiques nets dans les deux dimensions est positive et relativement importante (0,70). L'observation de cette corrélation relativement forte indique l'existence d'une compétence pédagogique générale des maîtres indépendamment des domaines d'acquisition considérés (motivation, énergie, savoir-faire, relation pédagogique) pour laquelle une enquête telle que celle-ci ne produit aucun élément d'appréciation, se contentant de souligner l'existence et l'ampleur du phénomène.

Les données disponibles ne permettent pas de répondre à ce dernier type de question, elles permettent néanmoins de dire plus au sujet de la diversité des pratiques enseignantes en ce qui concerne leurs conséquences sur la population scolaire qui leur est confiée. En effet, la méthode suivie pour mesurer les différences systématiques d'acquisition dans les différentes classes (variables « muettes » dans le modèle) ne mesure que les écarts moyens sans examiner les phénomènes de distribution ou de différenciation entre différents types d'élèves.

Les deux graphiques « théoriques » suivants permettent de visualiser le point soulevé.



Graphique I



Graphique II

Les axes des graphiques sont A le niveau d'acquisition des élèves et C qui représente l'indice agrégé des caractéristiques des élèves ayant un effet sur A. Le modèle estimé précédemment dans cette section est du type de celui représenté dans le graphique I. Il y a d'une part une relation linéaire $A = f(C)$ qui représente la liaison moyenne (trait plein) sans tenir compte des différences entre classes. Lorsqu'on introduit les variables de classes sous forme de variables « muettes », on passe de la représentation en 1 trait plein à la représentation entre 3 traits pointillés (s'il y a 3 classes) mettant en évidence les différences entre classes. Seulement, en utilisant cette méthode, on « contraint » les droites de chacune des classes à être parallèles entre elles et parallèles à la tendance générale, c'est-à-dire qu'on contraint toutes les classes à avoir la même relation entre A et C.

Il n'en est pas nécessairement ainsi. Par exemple, dans le graphique II, il y a bien les mêmes écarts entre classes au point moyen \bar{C} que dans le graphique I, mais les pentes des droites de chacune des 3 classes sont cette fois différentes et la comparaison entre classes devient moins immédiate mais plus intéressante et plus riche. En effet, chaque classe devient alors caractérisée par deux éléments : d'une part le **niveau moyen d'acquisition de la classe** pour une population scolaire standardisée et des caractéristiques agrégées de la classe donnée et d'autre part son **caractère élitiste ou égalisateur** mesuré par la pente de la droite. La classe 3 dans le graphique II est plus « égalisatrice » que la classe 1 dans la mesure où des différences initiales dans les caractéristiques des élèves entraînent moins de différences dans leurs acquisitions).

En effectuant ces estimations dans les différentes classes, il est intéressant d'observer si ces 2 facteurs caractéristiques de la classe sont liés positivement, négativement ou bien sont indépendants. Si on souhaitait introduire un peu d'éléments normatifs dans l'analyse, on serait

sans doute tenté d'argumenter qu'on préfère les classes dans lesquelles les acquisitions des élèves sont au niveau le plus élevé possible simultanément avec l'égalité la plus grande, c'est-à-dire qu'on pourrait avoir une fonction de préférence du type $V = N + \lambda P$ (avec V = la valeur de la « classe-maître » ; N : niveau moyen d'acquisition standardisé ; P : la pente de la relation (> 0) et $\lambda (< 0)$ qui mesure le poids respectif accordé au niveau et à l'égalité – c'est un jugement de valeur). Notre propos n'est pas ici de type normatif, néanmoins si on suit l'argument et indépendamment de la valeur λ à condition qu'elle soit < 0 , on doit s'attendre à ce que les différences de « valeur » entre « classes-maîtres » soit plus faibles que celles observées avec la méthode précédente si et seulement si la corrélation entre le niveau moyen et la pente est positive (5), c'est-à-dire si les classes dans lequel le niveau est plus faible sont en moyenne plus égalisatrices. Dans le cas contraire, si les classes dans lesquels le niveau moyen est le plus élevé ont aussi tendance à être les plus égalisatrices, alors la méthode précédente sous-estime les écarts entre classes.

Les estimations empiriques montrent que dans l'échantillon analysé, c'est (malheureusement) cette dernière situation qui prévaut. En effet, les maîtres qui arrivent au meilleur résultat moyen standardisé tendent en moyenne à être les plus égalitaires. Ainsi, le coefficient de corrélation entre la pente (qui mesure le caractère inégalitaire) et le niveau moyen est $-0,330$ pour les mathématiques et $-0,771$ pour la lecture/français. La conséquence directe (peut-être triviale pour des pédagogues) de cette situation est que la variabilité dans l'efficacité pédagogique des maîtres, dont nous venons de voir qu'elle est relativement importante, concerne principalement les élèves les plus faibles (et ceci plus en lecture/français qu'en mathématiques), les élèves initialement plus forts étant moins sensibles aux caractéristiques du maître. Le tableau ci-après donnent la dispersion interclasse des acquisitions des élèves pour différents niveaux à l'évaluation initiale.

	Élèves très faibles EACE = 20	Élèves moyens EACE = 40	Élèves très forts EACE = 60
Lecture/français	10,52	5,62	4,33
Mathématiques	3,02	1,82	2,34

Ce résultat laisse à penser qu'une amélioration de l'efficacité pédagogique des maîtres d'une part peut potentiellement avoir des effets généraux sur les acquisitions des élèves et d'autre part est susceptible d'avoir des effets sur la réduction des inégalités à l'école car ce serait les élèves les plus faibles qui en profiteraient le plus.

Alain MINGAT
Institut de Recherche sur l'Économie
de l'Éducation
CNRS, Dijon

Notes

(1) Les valeurs numériques des coefficients des modèles estimés pour les mathématiques et la lecture diffèrent notamment en raison de l'échelle différente de mesure. (Il conviendrait de diviser les coefficients de la lecture par 2,75 pour assurer la comparabilité).

(2) Rappelons que si on veut comparer le poids des 4 dimensions du test entre les 2 domaines d'acquisition, il conviendrait de diviser par 2,75 les coefficients dans le modèle de la lecture.

(3) On ne perçoit ici que les effets de la capacité à structurer l'espace ; pour être complet, il serait nécessaire de mesurer les possibilités et les difficultés concrètes de viser un objectif de ce type.

(4) Il faut sans doute être prudent pour extrapoler dans d'autres situations les résultats obtenus, en général et dans ce cas là en particulier. En effet, le CP étant la première classe primaire, il est certain que l'hétérogénéité y est moins vive qu'à des niveaux plus élevés puisque l'accumulation des acquisitions sera aussi l'accumulation des différences entre élèves si bien que l'hétérogénéité « bien tempérée » du CP ira grandissant peut être au point de devenir un handicap lorsque son niveau sera plus élevé.

(5) $V = N + \lambda P$ ou bien, en passant aux variances inter-classes : $\sigma_V^2 = \sigma_N^2 + \lambda^2 \sigma_P^2 + 2\lambda \text{Cov}(N,P)$, σ_N et σ_P étant donnés, ainsi que $\lambda < 0$, il vient que σ_V^2 est plus grand si $\text{Cov}(N,P)$ est < 0 , (c'est-à-dire si $\rho(N,P) < 0$) que si $\rho(N,P) > 0$.

ANNEXE MÉTHODOLOGIQUE SUR L'ANALYSE DES RÉSULTATS DES MODÈLES MULTIVARIÉS

Un modèle est composé de deux parties. Premièrement une variable Y qu'on cherche à expliquer et deuxièmement un certain nombre de variables X1, X2... Xn qui sont susceptibles d'expliquer la variable Y.

$$Y = f(X_1, X_2, \dots, X_n)$$

Dans le cas considéré, le modèle est linéaire, c'est-à-dire que les effets des variables se composent additivement :

$$Y = b_0 + b_1 X_1 + b_2 X_2 + \dots + b_n X_n$$

Les coefficients b_0, b_1, \dots, b_n sont des valeurs numériques a priori inconnues et la procédure d'estimation consiste à déterminer les valeurs de ces coefficients de sorte à fournir la meilleure explication possible de Y qui convienne globalement pour l'ensemble des observations (ici, les caractéristiques des élèves).

Les tableaux de résultats donnent alors la valeur des coefficients b_0, b_1, \dots, b_n , ainsi que leur significativité qui renvoie directement à la significativité de la variable correspondante. En outre, le modèle est caractérisé par un indicateur qui rend compte de la capacité globale des variables du modèle Y (ici le résultat à l'épreuve d'évaluation).

Examinons maintenant plus en détails ces résultats. Nous prendrons appui sur les résultats du modèle estimé pour la lecture avec seulement les variables démographiques (P).

1. Significativité des variables

La seconde colonne dans la présentation des résultats comporte soit n.s. soit des étoiles. Le sigle n.s. signifie que la variable est non significative, c'est-à-dire qu'il y a très peu de chances qu'elle exerce un rôle dans l'explication du résultat en lecture ici analysé. Cela signifie aussi (ou plutôt cela vient du fait) que le coefficient b de la variable (par exemple + 0,310 pour la variable âge), qui est une variable aléatoire au sens statistique, est probablement non différent de zéro. La traduction littéraire de cette situation, pour le cas considéré est que, toutes choses égales par ailleurs, les enfants de 6 ans n'obtiennent des résultats différents de ceux de 6,5 ans ou 7 ans. Si, au contraire, il y a des étoiles plutôt que n.s., cela signifie qu'il est probable que le coefficient de la variable n'est pas nul ou en d'autres termes que la variable considérée exerce une influence sur la variable expliquée (ici le résultat en lecture). Plus le nombre d'étoiles est grand, plus grand est la confiance qu'on peut avoir quant au rôle effectif de la variable explicative sur la variable expliquée (* : significatif au seuil de 10 % ; ** seuil de 5 % ; *** seuil de 1 %).

2. Les coefficients b

Il est surtout intéressant de considérer leur valeur si on a précédemment observé que la variable est significative. La valeur du coefficient mesure l'impact quantitatif de la variable considérée sur la variable expliquée. Toutefois, l'interprétation du coefficient dépend de la nature de la variable explicative. Il convient en effet de distinguer les variables continues (variables de quantité) et les variables discrètes ou muettes (qui distinguent des catégories).

2-1. **Les variables continues** : ce sont des variables « de quantité », telles que l'âge, le revenu, ou ici par exemple le nombre d'enfants dans la famille (fratrie). Le coefficient exprime l'effet (positif ou négatif) sur la variable expliquée associé à la variation d'une unité de la variable explicative correspondant au coefficient considéré. Le coefficient de la variable fratrie est - 1,838 (**), cela signifie que, toutes choses égales par ailleurs, un enfant de plus dans la famille est associé à un résultat inférieur en lecture de 1,838 points dans l'échelle du test d'évaluation. Le modèle est linéaire si bien que l'estimation pour 2 (ou n) enfants de plus est 2 (ou n) fois - 1,838 (il ne faut pas oublier que la valeur numérique d'un coefficient, si elle dépend fondamentalement du rôle de la variable considérée, dépend aussi, mais à des constantes multiplicatives près, de l'échelle de mesure de la variable explicative (si le revenu est exprimé en \$US, le coefficient sera 7,5 fois plus petit que si le revenu est exprimé en France dans la mesure où le taux de change serait 7,5 FF pour 1 \$). De même si l'échelle de mesure de la variable expliquée est de 0 à 50, on trouvera la même structure des coefficients b que si l'échelle de Y avait été de 0 à 100 mais chacun des coefficients étant divisé par 2).

2-2. **Les variables muettes ou discrètes** : ces variables sont utilisées lorsqu'on cherche à distinguer des groupes au sein d'un échantillon, alors que ces groupes ne se distinguent pas selon un critère quantitatif continu. Ce sera le cas du sexe, de la nationalité, de l'habitat... La construction de la variable consiste à créer (n-1) variables statistiques, si on considère l'existence de n groupes dans la population. Le groupe manquant (celui auquel n'est associée aucune variable statistique) sert alors de groupe de référence et le coefficient de chacune des variables statistiques mesure l'écart, toutes choses égales par ailleurs, entre le groupe considéré et le groupe de référence. Par exemple, dans le modèle explicatif du résultat de l'élève à l'évaluation en lecture, pour le sexe, la variable statistique est « masculin » et la variable de référence « féminin ». Le coefficient est - 5,875 (***) et il signifie que, toutes choses égales par ailleurs, les garçons obtiennent en moyenne des résultats de 5,875 points inférieurs à ceux des filles sur l'échelle d'évaluation des résultats en lecture.

Il est essentiel de ne pas omettre la clause de « toutes choses égales par ailleurs » pour interpréter correctement les résultats du modèle. Prenons

l'exemple de la variable « père-cadre » (par référence à « père-ouvrier » dans les modèles explicatifs du résultat en mathématiques. Dans le modèle ne prenant en compte que les variables socio-démographiques le coefficient + 2,500, significatif au seuil de 5 %, alors qu'il n'est que + 0,943 et non significatif dans le rôle incorporant, outre les variables socio-démographiques, celles de l'évaluation initiale.

Cela nous apprend :

- 1) qu'il y a bien des différences finales de résultat en mathématiques à la fin du CP entre les enfants de cadres et ceux d'ouvriers et
- 2) que si on raisonne à résultats donnés à l'évaluation initiale, la différence s'amenuise fortement et n'est plus significative ce qui signifie que le CP en

lui-même a peu ajouté à la différenciation initiale, pour ce qui concerne le domaine des mathématiques. Ces deux informations se complètent et améliorent notre connaissance sur la génération des inégalités.

3. Pouvoir explicatif du modèle

Cette information est consignée à la dernière ligne de tableau. Pour chaque modèle, est donnée la part de la variance de la variable expliquée dont les variables explicatives rendent globalement compte. Ce coefficient $|R^2|$ varie de 0 % à 100 %.

		MATHÉMATIQUES						LECTURE/FRANÇAIS					
Variables		Ensemble		Classes témoin		Classes ZEP		Ensemble		Classes témoin		Classes ZEP	
de référence	active	Coef.	Signif.	Coef.	Signif.	Coef.	Signif.	Coef.	Signif.	Coef.	Signif.	Coef.	Signif.
Féminin	Masculin	+ 0,045	ns	- 0,439	ns	+ 0,282	ns	- 4,366	***	- 7,653	***	- 2,272	ns
Français	Étrangers < 5 ans	- 1,117	ns	- 0,447	ns	- 1,455	ns	+ 5,742	**	+ 3,117	ns	+ 8,839	**
	Maghrébins > 5 ans	+ 0,017	ns	- 0,902	ns	+ 0,673	ns	+ 6,523	***	+ 3,366	ns	+ 8,822	***
	Non Maghrébins < 5 ans	- 0,643	ns	- 1,065	ns	- 0,091	ns	- 1,418	ns	- 5,907	ns	+ 2,626	ns
Fratrie		- 0,112	ns	+ 0,053	ns	- 0,220	ns	- 1,559	***	- 0,689	ns	- 2,277	***
Père ouvrier	Père cadre	+ 0,953	ns	+ 1,235	ns	+ 1,216	ns	+ 4,338	*	+ 6,183	*	+ 1,749	ns
	Père employé	+ 0,249	ns	- 0,096	ns	+ 0,845	ns	+ 1,120	ns	- 0,753	ns	+ 2,980	ns
	Père « absent »	- 0,675	ns	+ 0,952	ns	- 1,342	ns	+ 0,842	ns	+ 4,208	ns	- 0,091	ns
EACE - Logique verbale		+ 0,706	***	+ 1,113	***	+ 0,185	ns	+ 1,795	**	+ 3,172	***	+ 0,148	ns
EACE - Organisation temporelle		+ 0,708	***	+ 1,387	***	+ 0,474	ns	+ 1,137	ns	+ 1,783	ns	+ 0,897	ns
EACE - Structuration spatiale		+ 1,862	***	+ 1,929	***	+ 1,598	***	+ 2,645	***	+ 2,647	*	+ 2,627	**
EACE - Motricité manuelle		+ 0,683	**	- 0,202	ns	+ 1,056	***	+ 1,780	**	+ 0,887	ns	+ 1,804	*
Taille de la classe		- 0,283	***	- 0,174	ns	- 0,980	***	- 0,700	**	- 0,509	ns	- 1,921	**
Hétérogénéité de la classe		+ 0,391	***	+ 0,294	ns	+ 0,466	***	+ 1,567	***	+ 1,989	**	+ 1,413	***
% de variance expliquée		40,41		47,89		41,50		27,04		38,83		25,48	

ns = non significatif.
* = significatif au seuil de 10 %.
** = significatif au seuil de 5 %.
*** = significatif au seuil de 1 %.