

**UNIVERSITE CHEIKH ANTA DIOP DE DAKAR**  
ECOLE DOCTORALE : ETUDES SUR L'HOMME ET LA SOCIETE  
FACULTE DES SCIENCES ET TECHNOLOGIES DE L'EDUCATION ET  
DE LA FORMATION

Année académique : **2009-2010**



**THESE DE DOCTORAT**

Spécialité : **SCIENCES DE L'EDUCATION**

Présentée par :  
**Etienne BARAHINDUKA**

**LES DETERMINANTS DE L'EFFICACITE DES ENSEIGNANTS.**  
**Le cas du test cantonal à la fin de la scolarité primaire au Burundi.**

Soutenue le 26 février 2010 devant le jury composé de :

Président : Pr. Ibrahima CISSE

Rapporteurs : Pr. Christian DEPOVER, Pr. Boubacar NIANE et Pr. Hamidou Nacuzon SALL

Examineurs : Pr. Christian DEPOVER, Pr Ibrahima CISSE, Pr. Boubacar NIANE,  
Pr. Saliou KANE et Pr. Hamidou Nacuzon SALL.

Directeur de thèse : Pr. Hamidou Nacuzon SALL

## **DEDICACES**

**A mon épouse** NSABIMANA Cécile,

Tu as été très brave pendant mon absence et tu as fait preuve de tes capacités de Mère. Trouve dans cet ouvrage l'expression de mon immense amour envers toi. Puisse le Tout-Puissant consolider notre union qu'Il a Lui-même consacrée.

**A mes enfants** ITEKA Steci Reine, IGANZE Roy Divin, ISHIMWE Shammah Keila et GASHAKA Ange Fidia,

Vous avez supporté mon absence avec courage et vous avez été gentils avec votre Maman. Trouvez ici l'expression de l'amour paternel qui inonde mon cœur.

**A mes parents,**

Tout ce que je deviens aujourd'hui, c'est grâce à l'éducation de base et au savoir-vivre que vous avez inculqués en moi. Trouvez mes sincères remerciements.

## REMERCIEMENTS

Nos sincères remerciements s'adressent au Maître de Conférences, Cotitulaire et Coordonnateur de la CUSE, Hamidou Nacuzon SALL, qui, en dépit de ses lourdes charges académiques, a accepté de promouvoir et d'assurer la direction de ce travail de recherche. Qu'il trouve dans cette œuvre l'expression de notre profonde gratitude.

Nous remercions également le Docteur Baye Daraw NDIAYE, Chef de Département de la CUSE, et le Docteur Mouhamadoune SECK, tous deux Professeurs au Département de la CUSE, le premier pour son expertise inégalable en Statistiques, et le second, en Transana, et pour leur disponibilité bienveillante.

Au personnel de la FASTEUF, en général, de la CUSE, en particulier, nous disons merci.

Nous n'oublierons jamais les supports socioaffectifs de notre épouse NSABIMANA Cécile et de nos enfants ITEKA Steci Reine, IGANZE Roy Divin, ISHIMWE Shammah Keila et GASHAKA Ange Fidia.

Nos remerciements très particuliers s'adressent aux familles NGEZUMUGONGO François, NDABASEGETSE Antoine, NICAYENZI Ignace, MPHANUGUHORA Simon, MBONIZANYE Gracien, BARUTWANAYO Pierre, KADUGA Pascal, BUKURU Pierre, NTAHONSIGAYE Matutin, NTUNZIMBONA Innocent, KANTABAZE Pierre Claver, BIHIBINDI André, SINDAYE Raphaël, RUBANDA Gérard, NDIKUMANA Jean Baptiste, NTIRAMPEBA Léonard, NDINDUGWAHA Thaddée, NDIKUMANA Désiré, NDAYIZEYE Tharcisse, NZIRORERA Domitien, NDAYISABA Albéric, NKESHIMANA Thaddée, BANZUBAZE Sylvestre, NTAHUGA Sébatien, BUNEKU Edouard, BIZIMANA Athanase, KARIKURUBU Cyrille, NIBIKORA Adrien, GAHUNGU Dieudonné, NDAYIKEZA Jean Marie, NDIKUMANA Festus, NZEYIMANA Apollinaire et NTAKARUTIMANA Dieudonné pour nous avoir entouré d'affection durant notre séjour à Dakar.

Aux auditeurs de la CUSE, nous disons merci.

A toutes les personnes morales ou physiques qui, de près ou de loin, nous ont apporté aide et conseils au cours de l'élaboration et l'aboutissement de cette thèse, nous leur exprimons nos sentiments de profonde gratitude.

## **LISTE DES ABREVIATIONS**

**ACCT** : Agence de Coopération Culturelle et Technique.

**ACP** : Analyse en Composantes Principales.

**ADEA** : Association pour le Développement de l'Education en Afrique.

**ADMEE** : Association pour le Développement de la Mesure et de l'Evaluation en Education.

**AF** : Année Fondamentale.

**AFE** : Analyse Factorielle Exploratoire

**AIPU** : Association Internationale de Pédagogie Universitaire.

**BEPC** : Brevet d'Etudes du Premier Cycle.

**CM** : Cours Moyen.

**CP** : Cours Préparatoire.

**CONFEMEN** : Conférence des Ministres de l'Education des Pays ayant le Français en Partage.

**CUSE** : Chaire UNESCO en Sciences de l'Education.

**BREDA** : Bureau Régional de l'UNESCO pour l'Education en Afrique.

**ENI** : Ecole Normale d'Instituteurs.

**EPT** : Education Pour Tous.

**ETHOS** : Etudes sur l'Homme et la Société.

**FASTEF** : Faculté des Sciences et Technologies de l'Education et de la Formation.

**FIME** : Formation Initiale des Maîtres de l'Elémentaire.

**FIMG** : Programme de Formation Initiale des Maîtres en Guinée.

**ISU** : Institut de Statistique de l'UNESCO.

**JPEG** : Joint Photographic Experts Group

**KMO**: Kaiser-Meyer-Olkin

**MEN** : Ministère de l'Education Nationale.

**MEPUEC** : Ministère de l'Enseignement Pré Universitaire et de l'Education Civique.

**MESSRS** : Ministère de l'Enseignement Secondaire, Supérieur et de la Recherche Scientifique.

**MSA**: Measure of Sampling Adequacy

**MUCER** : les indices MUCER proposés par De Ketele (1977, 1982). analysent la rentabilité (R ) d'un apprentissage en fonction de son niveau de maîtrise (M), de son niveau d'utilité (U), de son niveau de conservation (C ) et de son niveau d'efficience (E).

**OCDE** : Organisation de Coopération et de Développement Economiques.

**OLS** : Ordinary Least Squares (Moindres Carrés Ordinaires)

**PASEC** : Programme d'Analyse des Systèmes Educatifs de la CONFEMEN.

**PEIC** : Panel d'Enquêtes sur l'Amérique Latine.

**PNUD** : Programme des Nations Unies pour le Développement.

**REML** : Restricted/Residual Maximum Likelihood (la Vraisemblance Maximale Restreinte/Résiduelle).

**RTF** : The Rich Text Format

**SPSS** : Statistical Package for the Social Science.

**STAR** : Student/Teacher Achievement Ratio (Rapport d'Accomplissement Elève/Enseignant).

**TBS** : Taux Brut de Scolarisation.

**UCAD** : Université Cheikh Anta Diop de Dakar.

**UNESCO** : Organisation des Nations Unies pour l'Education, la Science et la Culture.

**UNICEF** : Fonds des Nations Unies pour l'Enfance.

**VD** : Variable Dépendante

**ZEP** : Zones d'Education Prioritaire.

## **SOMMAIRE**

<b>Introduction générale.....</b>	<b>1</b>
<b>PREMIÈRE PARTIE : PARTIE THEORIQUE.....</b>	<b>4</b>
<b>Sous partie I.1 : Le système éducatif burundais</b>	
Chapitre 1 : Les caractéristiques du système éducatif burundais	
Chapitre 2 : Le problème et les objectifs de la recherche.....	8
Chapitre 3 : Dimensions et facettes de la qualité des enseignants.....	12
<b>Sous partie I.2 : Résultats de la recherche internationale sur l'efficacité des enseignants.....</b>	<b>46</b>
Chapitre 4 : L'effet des écoles et des enseignants sur les performances des élèves	
Chapitre 5 : L'effet de la formation des enseignants et de la taille de la classe sur les résultats des élèves.....	70
Chapitre 6 : La formation des enseignants et apprentissage des élèves.....	88
Chapitre 7 : L'effet de la formation des enseignants contractuels. ....	101
Chapitre 8 : Réussite scolaire : effets enseignants et effets classes. ....	111
Chapitre 9 : Le cadre opératoire et les hypothèses. ....	120
Chapitre 10 : La méthodologie.....	123
<b>DEUXIÈME PARTIE : RESULTATS D'OBSERVATION DES CLASSES ET CARACTERISTIQUES SOCIO-PROFESSIONNELLES DES ENSEIGNANTS.....</b>	<b>126</b>
Chapitre 11 : Observation des classes	
Sous chapitre 11.1 : La relation entre les pratiques d'enseignement et les résultats des élèves	
Sous chapitre 11.2. Les dimensions des pratiques d'enseignement. ....	145
Chapitre 12 : Le diplôme de l'enseignant et les résultats des élèves. ....	190
Chapitre 13 : L'expérience de l'enseignant et les résultats des élèves.....	236
Chapitre 14 : La taille de la classe et les résultats des élèves.....	279
<b>CONCLUSION GENERALE ET PERSPECTIVES.....</b>	<b>323</b>
<b>REFERENCES BIBLIOGRAPHIQUES.....</b>	<b>326</b>
<b>INDEX DES AUTEURS.....</b>	<b>342</b>
<b>TABLE DES MATIERES.....</b>	<b>353</b>



## Introduction générale

L'importance des défis et contraintes pesant sur les systèmes éducatifs, dont l'un, qui n'est pas des moindres, est l'atteinte de la scolarisation primaire universelle. Or, un enjeu tout aussi important que le recrutement en nombre suffisant d'enseignants réside dans la capacité de ceux-ci à dispenser un enseignement de qualité. Sur ce plan, les inquiétudes sont justifiées tant les performances en matière de qualité des apprentissages sont préoccupantes sur le continent africain. S'il est vrai qu'il existe une variété de situations entre les pays africains, on observe cependant que ceux considérés comme les plus performants, comme le Maroc, la Tunisie ou encore l'Afrique du Sud, se trouvent en queue de peloton des évaluations internationales et très loin de la moyenne internationale (UNESCO-BREDA, 2007).

Les relations entre les caractéristiques des enseignants et les acquis scolaires font souvent l'objet d'opinions tranchées de la part des principaux acteurs des systèmes éducatifs. Toutefois, la littérature sur cette question est nettement moins conclusive que les opinions couramment véhiculées. Cela dit, il faut se donner quelques critères d'appréciation de la qualité des études pour ne pas accorder trop de crédit à des études présentant des faiblesses méthodologiques. Ainsi, nous allons partir des résultats de la recherche internationale sur la relation entre les caractéristiques socio professionnelles des enseignants et les performances des élèves.

Rivkin, Hanushek et Kain (2005) utilisent une base de données extrêmement riche recueillie par le Texas School Project de l'Université du Texas à Dallas, aux Etats-Unis. Les auteurs constatent que les enseignants titulaires d'un diplôme de master (Bac+5) n'apparaissent pas plus performants que leurs collègues de niveau académique moins élevé.

Bressoux, Kramarz et Prost (2005) cherchent à estimer l'effet de la formation professionnelle initiale des enseignants de l'école élémentaire sur les acquis des élèves de 3<sup>ème</sup> année (CE2) en France. Les résultats attestent que les acquisitions des élèves sont peu sensibles au fait d'avoir un enseignant débutant formé ou non formé.

En Guinée Conakry, une évaluation du programme de formation initiale des maîtres de Guinée (FIMIG) a été menée par le PASEC en 1999-2000 et 2004-2005. Avec des formations d'une durée plus courte axées sur la professionnalisation, le programme FIMIG visait à former un grand nombre d'enseignants (2000 par an contre un peu plus de 700 auparavant) pour répondre au défi de la scolarisation primaire universelle. Il ressort de ces études que les enseignants FIMIG tendent à être plus efficaces en 2<sup>ème</sup> année, tandis que les différences en leur faveur ne sont pas statistiquement significatives en 5<sup>ème</sup> année (PASEC, 2006).

Ces résultats des recherches, comme tant d'autres, débouchent assez naturellement sur une question : l'effet de l'enseignant se limite-t-il aux seules caractéristiques observables (diplôme, expérience, taille de la classe, etc.) ? Nous pouvons répondre que beaucoup de dimensions échappent aux analyses des chercheurs : la motivation, la qualité des interactions maître-élèves, le charisme, le talent pédagogique, etc. Une première difficulté tient au fait que la plupart de ces dimensions ne sont pas directement mesurables. Alors comment en rendre compte et comment en apprécier le poids par rapport aux autres facteurs impliqués dans le processus d'apprentissage ?

Compte tenu de ce qui précède, la présente recherche, en reprenant les caractéristiques socio professionnelles des enseignants (diplôme, expérience et taille de la classe) les envisage surtout dans une perspective des interactions maître-élèves (faibles, forts, nouveaux et redoublants, ayant régressé versus ayant progressé) dans le contexte particulier de la transition primaire-secondaire au Burundi.

La présente recherche s'articule autour de deux parties.

La première partie est relative au cadre théorique et est subdivisée en deux sous parties.

La sous partie I.1 porte sur le système éducatif burundais et s'étend du premier au troisième chapitre.

Le premier chapitre présente les caractéristiques du système éducatif burundais.

Le deuxième chapitre porte sur le problème et les objectifs de la recherche.

Le troisième chapitre fait la synthèse des dimensions et des facettes de la qualité des enseignants.

La sous partie I.2 présente les résultats de la recherche internationale sur l'efficacité des enseignants et s'étend du quatrième au dixième chapitre.

Le quatrième chapitre permet l'identification de la qualité de l'enseignant et de l'école basée sur les performances des élèves.

Le cinquième chapitre étudie l'impact des différentes caractéristiques des enseignants et des classes sur les résultats des élèves.

Le sixième chapitre évalue l'effet de la formation pédagogique des enseignants sur les performances scolaires.

Le septième chapitre porte sur l'efficacité pédagogique des enseignants contractuels et compare l'effet du type de formation sur les acquisitions scolaires.

Le huitième chapitre porte sur l'effet enseignant et l'effet classe sur la réussite scolaire.

Le neuvième chapitre présente le cadre opératoire et les hypothèses de recherche.

Le dixième chapitre décrit la méthodologie de la recherche.

La deuxième partie porte sur les résultats d'observation des classes et des caractéristiques socio professionnelles des enseignants, et s'étend du onzième au quatorzième chapitre.

Le onzième chapitre présente les résultats de l'observation des classes et comprend deux sections.

Le sous chapitre 11.1 porte sur la relation entre les pratiques d'enseignement et les résultats des élèves.

Le sous chapitre 11.2 présente les dimensions des pratiques d'enseignement.

Le douzième, le treizième et le quatorzième chapitres alignent les résultats d'observation des classes et les caractéristiques socio professionnelles des enseignants (respectivement le diplôme, l'expérience et la taille de la classe) pour identifier les déterminants de l'efficacité des enseignants.

**PREMIÈRE PARTIE :**  
**PARTIE THEORIQUE**

La partie théorique est constituée par l'analyse critique du système éducatif burundais et la présentation de la revue de la littérature relative à l'efficacité des enseignants.

**Sous partie I.1. Le système éducatif burundais**

La problématique de la recherche est appréhendée à travers les caractéristiques du système éducatif burundais, le problème et les objectifs de la recherche, ainsi qu'à travers la synthèse des concepts.

**Chapitre 1 : Les caractéristiques du système éducatif burundais**

Le système éducatif burundais souffre, d'une manière générale, d'un faible niveau de planification. Les innovations sont souvent ponctuelles, motivées par des pressions conjoncturelles. Il n'existe donc pas de plan de développement du système à long terme. Par ailleurs, les structures de gestion du système sont inadéquates et subissent elles aussi des changements fréquents, ce qui réduit davantage les possibilités de planification du système. De même, les mécanismes de contrôle de la qualité des enseignements et des évaluations sont tout à fait inefficaces, surtout à cause de la faible mobilité de l'inspection.

Par ailleurs, le système est géré souvent par deux ministères : celui de l'enseignement de base et de l'alphabétisation des adultes qui s'occupe de l'enseignement primaire et de l'enseignement non formel ; et le ministère de l'enseignement secondaire, supérieur et de la recherche scientifique. Le chevauchement, sur les deux ministères, des objectifs, des besoins, et d'un certain nombre de services (Bureau des Projets d'Education, Bureau de la Planification, Inspection générale de l'enseignement) génère des difficultés de définition d'une politique cohérente du système éducatif dans son ensemble (Barahinduka, 2006).

L'enseignement primaire, qui dure 6 ans, accueille en principe les enfants âgés de 7 à 12 ans. En 2000, 32,3% des écoliers du primaire ont accédé à l'enseignement secondaire dans les collèges communaux ou publics. L'accès à l'enseignement privé est encore embryonnaire. Il représentait en 2000-2001 1,3% des effectifs des élèves du primaire et 13,3% des élèves du secondaire.

Le taux brut de scolarisation aux divers niveaux de scolarisation est parmi les plus faibles d'Afrique. Le taux brut de scolarisation (TBS) au primaire s'élevait à 71% tandis que le taux net était de 53,4% en 2001. La même année, le TBS s'élevait à 10,7% au secondaire et à 1,9% au supérieur. Le taux d'alphabétisation de la population est lui aussi très faible : il était estimé à  $\pm$  50,4% en 2004 (UNESCO, 2005).

Ces chiffres montrent que l'un des grands défis pour le Burundi à moyen et long terme est le relèvement substantiel du niveau d'alphabétisation et de scolarisation de la population. Relever ce défi exige la mobilisation de moyens humains et financiers très importants.

Le système éducatif burundais est caractérisé par des disparités multiformes : on observe ainsi des taux de scolarisation aux divers niveaux scolaires très inégaux selon les régions, le sexe, les filières de formation, etc. Par exemple, le taux brut de scolarisation au primaire est de 87% dans la province de Bujumbura mairie et 29% dans la province de Bubanza (Niyongabo, 2004). A l'Université, les effectifs des filles représentent 30% de l'ensemble des étudiants contre 42% à l'école secondaire et 44% à l'école primaire (UNESCO, 2005).

Pour l'enseignement secondaire, les collèges communaux, au lieu de corriger les disparités, les ont plutôt aggravées, puisqu'ils sont plus nombreux dans des régions déjà fortement scolarisées où certaines communes sont dotées de 3 ou 4 collèges alors que d'autres n'en ont aucun (Barahinduka, 2006).

Le rendement interne est faible. A tous les niveaux d'enseignement, les taux de redoublement sont élevés. On enregistre en moyenne 26,3% au primaire (UNESCO, 2005), autour de 32,7% au secondaire (ISU, 2004) et de 15% à l'Université (Gouvernement du Burundi et al., 1997). Ces chiffres cachent cependant de fortes disparités selon les niveaux. En 6<sup>ème</sup> primaire par exemple, le taux de redoublement s'élève à 42,7% (UNESCO, 2005) contre 22% en 1<sup>ère</sup> année du secondaire. De même, la moyenne de 15% à l'Université cache un taux élevé en 1<sup>ère</sup> année de 30%.

Les taux de promotion sont également faibles à l'intérieur des niveaux. 42% des élèves entrés en 7<sup>ème</sup> arrivent en 10<sup>ème</sup> sans redoubler ni abandonner. On retrouve le même taux à l'Université entre ceux qui entrent en 1<sup>ère</sup> année et ceux qui arrivent en dernière année sans redoublement ni interruption (Barahinduka, 2006).

Le rendement externe est assez difficile à déterminer dans la mesure où les profils de formation ne sont pas clairement définis, et que la situation de l'emploi dans le pays n'est pas maîtrisée. Cependant, le problème le plus délicat à résoudre à ce niveau est la prise en charge des déscolarisés du primaire pour lesquels il n'existe pas de plan à moyen et long terme pour le moment.

En moyenne, 15% du budget de l'Etat sont consacrés à l'éducation dont 40% pour l'enseignement primaire, 30,6% pour l'enseignement secondaire général et technique et 29,4% pour l'enseignement supérieur. Les salaires occupent en moyenne 95% de ce budget (MEN, 2003). On observe des disparités très importantes au niveau des coûts à l'Etat : environ 6.700 francs burundais pour un élève du primaire contre 53.300 francs burundais pour un élève du secondaire et 450.000 francs burundais pour un étudiant de l'Université.

On note également que la part de la famille et des communautés locales dans ce coût est encore très faible. L'enseignement supérieur est pris en charge entièrement par l'Etat. Pour l'enseignement primaire, la contribution des parents s'élève à ± 36% du coût de la formation et à 24% pour l'enseignement secondaire.

La crise socio-politique que le pays vit depuis 1993 a eu des effets désastreux sur le système éducatif burundais. En plus de la destruction des infrastructures, équipements, manuels et autres matériels didactiques ainsi que des tueries qu'ont connues les milieux scolaires, elle a provoqué une forte baisse des effectifs surtout au primaire. En ce qui concerne les infrastructures, les dégâts relevés par le Bureau des Projets d'Education s'élèvent à  $\pm$  400 millions de francs burundais pour l'enseignement primaire et  $\pm$  107 millions pour l'enseignement secondaire.

Il s'agit ici de chiffres datant de 1994. Or, les destructions ont continué, surtout dans les zones ayant connu un séjour plus ou moins prolongé des bandes armées. Concernant la fréquentation scolaire, les effectifs du primaire ont baissé de 23% entre 1992-1993 (juste avant la crise) et 1994-1995, de  $\pm$  5% au secondaire et une stagnation des effectifs à l'Université. Il faut faire observer aussi que la crise a aggravé les disparités régionales, puisque, dans les zones où l'insécurité a duré longtemps comme Bubanza, la chute du taux de fréquentation scolaire dépasse les 80% (Barahinduka, 2006).

Le deuxième chapitre présente le problème et les objectifs de la recherche.

## **Chapitre 2 : Le problème et les objectifs de la recherche**

Dans le système éducatif burundais, des tests cantonaux sont organisés chaque trimestre de l'année scolaire pour les écoliers du cycle primaire dans quatre disciplines qui sont le français, le calcul, le kirundi et l'étude du milieu afin d'évaluer l'efficacité des enseignants et de proposer des voies de solutions pour rehausser d'avantage le niveau de la qualité de l'enseignement dispensé dans les différentes salles de classes.

### **2.1. Le problème de l'efficacité des enseignants au test cantonal**

La répartition des gains moyens en calcul des différentes classes au prétest et posttest est loin d'être également répartie entre les classes parallèles de la 6<sup>ème</sup> année (A, B et C) tenues par trois enseignants différents de l'école Musaga II, canton D, de la mairie de Bujumbura, au cours des deux premiers trimestres de l'année scolaire 2008-2009, comme le montre le tableau 1 ci-dessous.

**Tableau 1: Répartition des gains moyens des scores des élèves dans 3 classes parallèles**

	<b>Elèves «forts » (gains)</b>	<b>Elèves « forts » (pertes)</b>	<b>Elèves «faibles » (gains)</b>	<b>Elèves « faibles » (pertes)</b>
Classe A	-	-22,389	11,667	-10
Classe B	-	-12,33	11,11	-
Classe C	9,125	-14,833	12,429	-
	<b>Elèves nouveaux (gains)</b>	<b>Elèves nouveaux (pertes)</b>	<b>Elèves redoublants (gains)</b>	<b>Elèves redoublants (pertes)</b>
Classe A	12,5	-18,333	10	-14,8
Classe B	11,43	-11,67	10	-13,33
Classe C	8,25	-12,75	14,8	-17,214

**Source** : Palmarès des tests cantonaux du 28/11/2008 et du 4/3/2009.

Les élèves ont été répartis en « forts » et « faibles » par la médiane de la répartition par ordre croissant de leurs scores en calcul au test cantonal du 28/11/2008 (prétest). Les gains ou pertes de chaque élève ont été obtenus en soustrayant les scores du posttest à ceux du prétest.



Nous constatons que la progression moyenne des classes est différente selon les enseignants. L'enseignant n°1, de la classe A, fait plus progresser les élèves nouveaux (12,5), plus régresser les élèves forts (-22,389), moins progresser les élèves redoublants (10) et moins régresser les élèves faibles (-10). L'enseignant n°2, de la classe B, fait moins reculer les élèves nouveaux (-11,67) et moins progresser les élèves redoublants (10). L'enseignant n°3, de la classe C, fait moins progresser les élèves nouveaux (8,25), plus progresser les élèves redoublants (14,8) et plus régresser les élèves redoublants (-17,214).

Ces faibles résultats des élèves qui reculent nous permettent d'affirmer que l'idéal d'acquisition d'une éducation de base solide pour tous et préparatoire à la formation post primaire est loin d'être atteint.

L'analyse des rapports d'inspection du canton D, de 2003 à 2009, montre que les causes des échecs des élèves aux tests cantonaux sont :

- 1) les effectifs élevés des élèves (les enseignants sont insuffisants et l'effectif des élèves est très élevé) ;
- 2) l'encadrement (l'inspecteur recommande aux directeurs de donner des leçons modèles) ;
- 3) la préparation des leçons (il y a le manque de préparations mentales et écrites, la préparation lointaine facilite la recherche du matériel nécessaire à la dispense des leçons) ;
- 4) la régularité et l'assiduité au service (les retards et les absences des enseignants, les programmes ne peuvent pas avancer lorsque l'on perd deux séances par jour, il y a des échecs lorsque les élèves sont interrogés sur les matières non vues) ;
- 5) la non consultation des chapitres à remédier ;
- 6) la non maîtrise de la méthodologie des disciplines ;
- 7) le problème des livres (l'arrivée tardive des livres, le cours n'est pas bien transmis lorsque les élèves n'ont pas de livres) ;
- 8) le problème d'organisation (les devoirs et les tests ne sont pas bien organisés, des classes vides lorsque l'enseignant titulaire est absent) ;
- 9) l'irrégularité des élèves (il y a des élèves qui s'adonnent aux activités génératrices de revenus) ;

- 10) l'accès aux repas (les élèves s'endorment les après midi car ils n'ont pas à manger) ;
- 11) la formulation des questions (la formulation des questions au test différente de celle de l'enseignant titulaire) ;
- 12) l'avancement des élèves faibles (il faut être vigilant pendant le choix des examens pour éviter de faire avancer les élèves qui n'ont pas le niveau adéquat).

De 2001 à 2009, les rapports des directions scolaires de Busoro, Kinanira, Musaga I et Musaga II mentionnent que le niveau bas des performances des élèves trouve son origine dans les facteurs suivants :

- 1) l'indiscipline des élèves (les élèves indisciplinés dérangent beaucoup en classe) ;
- 2) le niveau bas des élèves (la plupart des élèves ne savent ni lire, ni écrire, les enseignants disent que l'avancement des élèves faibles en français influe négativement sur les performances scolaires en calcul et en étude du milieu) ;
- 3) le temps suffisant de la révision de la matière (les enseignants disent que les élèves ont échoué au test parce qu'ils n'ont pas eu assez de temps pour la révision) ;
- 4) la non disponibilité de quelques enseignants (les irrégularités, les absences, les retards au service) ;
- 5) le nouveau programme (vaste, compliqué aux élèves) ;
- 6) les élèves ne veulent plus étudier ;
- 7) les élèves distraits ;
- 8) les parents ne suivent pas les élèves (les élèves n'étudient pas à la maison) ;
- 9) l'effectif élevé des élèves (difficulté de donner beaucoup d'évaluations) ;
- 10) les enseignants indulgents (ils sont très larges pendant leurs corrections) ;
- 11) l'enseignement du français en kirundi ;
- 12) l'exploitation du matériel didactique (les enseignants n'exploitent pas correctement le matériel didactique) ;
- 13) le problème de livres (l'enseignement dans l'abstrait) ;
- 14) des leçons improvisées (non préparées) ;
- 15) trop de questions au test ;
- 16) la qualité de la surveillance aux tests (les enseignants qui font autre chose pendant que les élèves font le test, les enseignants qui ne respectent pas le « timing » ;

- 17) l'absence de la grille de correction (le test est mal corrigé lorsque la suppléante n'a pas toutes les données de la grille de correction) ;
- 18) le choix du test (un test très facile ou difficile)
- 19) l'absence des élèves (les élèves viennent passer le test alors qu'ils ont été absents pendant plusieurs jours) ;
- 20) l'avancement du programme (l'avancement lent du programme par rapport à la classe parallèle).

## **2.2. Les objectifs de la recherche**

Cette recherche a pour objet d'analyser les gains de performances des élèves de la 6<sup>ème</sup> année primaire au Burundi aux tests cantonaux (prétest et posttest). Notre objectif général est de comparer, d'appréhender et de décrire les écarts de performances des élèves dans les différentes classes pour comprendre les déterminants de la qualité des enseignants.

Deux objectifs spécifiques sont poursuivis. D'abord, il s'agit de déterminer les niveaux de performances des élèves dans les différentes classes. Ensuite, il est question de cerner les déterminants de l'efficacité des différents enseignants.

En considérant le niveau de performances scolaires au sein des différentes classes comme un indicateur de l'efficacité des enseignants, nous voudrions identifier les caractéristiques des enseignants (qualification académique, expérience) et des classes (taille de la classe) et les interactions entre les enseignants et les élèves (forts versus faibles, nouveaux versus redoublants) les plus efficaces en particulier celles sur lesquelles l'on peut agir si l'on veut améliorer la situation des enseignants et des classes les moins efficaces.

Les dimensions et les facettes de la qualité des enseignants, dans le chapitre 3, s'intéresse aux concepts suivants : l'efficacité, l'efficience et l'équité.

### **Chapitre 3 : Dimensions et facettes de la qualité des enseignants**

Pour reprendre une distinction rendue populaire par des auteurs, tels qu'Ardoino (1984) et Bonniol (1988), Sall et De Ketele (1997) montrent que le concept d'efficacité relève de l'ordre de la visée (et donc des intentions ou des objectifs visés) alors que le concept d'efficience relève de l'ordre de la programmation (et donc des ressources, coûts, planification, etc.). Dans les deux cas, il s'agit de rapports entre des sorties et des entrées. Les sorties sont les mêmes pour l'efficacité et l'efficience alors que les entrées sont différentes. L'efficacité a pour entrées les effets visés ; les ressources mobilisées servent d'entrées dans l'efficience. Dans les deux cas encore, on peut distinguer les composantes quantitatives (effets quantitatifs visés ou réalisés, comme le nombre de diplômés, les ressources quantitatives exprimées en coûts financiers, etc.) et des composantes qualitatives (effets visés ou réalisés en ce qui a trait aux types de performances, aux ressources immatérielles, etc.). Dans les deux cas enfin, on peut distinguer les facettes interne et externe de l'efficacité et de l'efficience, si on s'intéresse aux effets en relation respectivement aux intentions visées ou aux ressources investies. Sall et De Ketele montrent ensuite que l'équité qui a, elle aussi, une facette interne et externe s'intéresse à des questions comme la distribution des coûts et des avantages de l'investissement éducatif.

#### **3.1. La synthèse du concept d' « efficacité »**

Pour les experts de la Banque mondiale, l'efficacité est fonction des relations entre les facteurs (input) et les produits (output) (Psachoropoulos et Woodhall, 1988). Ces derniers considèrent qu'une telle définition ne permet pas cependant de différencier efficacité et rendement. Pour les économistes de l'éducation, l'enseignement est une industrie particulière qui ne doit pas moins tendre, comme toute industrie, au rendement le plus élevé, le rendement étant un rapport entre un résultat et le moyen mis en œuvre pour l'obtenir (Lê Thanh Khôi, 1967). Pour le cas particulier du rendement des systèmes éducatifs, les diplômés constituent, par leur nombre et par la qualité de la formation reçue, le meilleur parti tiré des ressources mobilisées. Le rendement est dit quantitatif lorsqu'il se focalise sur le nombre d'élèves formés ou de diplômés sortant du système. Il est qualitatif lorsqu'il met

l'accent sur la dimension pédagogique pour mesurer les connaissances et les facultés intellectuelles. C'est ce rendement qualitatif que nous pouvons retenir dans la perspective de l'efficacité des enseignants.

Le rendement est également qualitatif lorsqu'il envisage la composante socio-économique de l'éducation en fonction des besoins de l'économie et de la société.

Le modèle d'analyse de l'efficacité de Kirschling (cité par Sall et De Ketele, 1997) intègre les dépenses réelles dans le rendement. Stricto sensu et contrairement au rendement, l'efficacité ne devrait pas s'intéresser aux ressources mobilisées. D'après Legendre (1993, p.476), l'efficacité se définit d'une manière générale comme le « degré de réalisation des objectifs d'un programme », traduit par le rapport entre les résultats obtenus sur les objectifs visés. L'efficacité serait alors de l'ordre de la visée. Dans ce cas, les sorties sont comparables aux résultats obtenus. Les sorties peuvent être assimilées au nombre d'élèves qui passent en classe supérieure, par exemple. Le nombre total d'élèves diplômés ou les compétences effectivement acquises grâce au programme d'études peuvent également servir à mesurer les sorties (Sall et De Ketele, 1997). Ce sont ces compétences effectivement acquises que nous pouvons retenir dans la perspective de l'efficacité des enseignants.

Le nombre de diplômés attendus ou souhaités et les objectifs pédagogiques visés constituent respectivement, dans ces deux derniers cas, les entrées. Il importe cependant de distinguer efficacité interne et efficacité externe. L'efficacité interne s'intéresse plus particulièrement à des critères strictement pédagogiques ou scolaires. L'efficacité externe tient plus compte des attentes et des besoins s'exprimant hors des systèmes éducatifs.

L'efficacité interne s'intéresse aux résultats obtenus sur le plan interne dans un système éducatif ou par un programme de formation en cours. Elle se traduit par le rapport entre les inputs éducatifs et les résultats scolaires ou académiques. Les résultats scolaires ou académiques peuvent être retenus dans la perspective de l'efficacité des enseignants. Les résultats peuvent être établis dans un système ou à un niveau du système (Psacharopoulos et Woodhall, 1988). L'évaluation de l'efficacité interne prend en compte les produits ou effets internes au système, en son

sein, c'est-à-dire ses performances sans la prise en compte de leur mise en application ou de leurs conséquences hors du système. Ces performances peuvent être retenues dans la perspective de l'efficacité des enseignants. Il s'agit, par exemple, compte tenu d'un effectif initial d'inscrits, de déterminer les taux de réussite, de redoublement, d'abandon, etc.

L'évaluation de l'efficacité interne ne va pas sans poser quelques problèmes. En effet, une première catégorie d'indicateurs d'efficacité interne envisage des entrées et des sorties de type administratif. Les produits les plus fréquemment utilisés dans les travaux des organismes internationaux (UNESCO, 1991, 1993 ; Banque mondiale, 1988, 1992 ; PNUD, 1996 ; OCDE, 1988, 1992a, 1992b) sont : les abandons, les répétitions (ou redoublements de classe), les réussites, les inscriptions dans une année ou un cycle ultérieurs (les passages en classe supérieure), les diplômes terminaux, etc. De tels indicateurs qui portent sur les sorties et les entrées de nature quantitative relèvent de l'efficacité interne.

Apparemment simples, ces indicateurs ne sont pas toujours très facile à interpréter, car leur opérationnalisation et leur signification changent d'un système (ou d'un sous-système) à l'autre.

Une seconde difficulté surgit dans le fait que le choix des entrées ou inputs n'est pas sans incidence sur le résultat obtenu et sa signification. Ce n'est pas la même chose de comparer un produit donné (le nombre de réussites, par exemple, par rapport au nombre d'étudiants d'une tranche donnée et susceptibles dans une année d'étude, par rapport au nombre d'inscrits au départ dans une année d'étude, par rapport au nombre d'étudiants s'inscrivant à une session d'examen, etc).

Une troisième difficulté surgit dans le mode d'appréhension du rapport entre les entrées et les sorties. Les résultats ne sont pas nécessairement équivalents selon que l'on procède de façon transversale (c'est-à-dire des photographies prises à des moments déterminés) ou au contraire diachronique (études de cohortes).

Si les indicateurs d'évaluation interne de type administratif fournissent aux décideurs et aux experts des données utiles, ils n'en masquent pas moins des

disparités considérables en fonction de ce qui est souvent appelé qualité des produits. Cette qualité des produits peut être retenue dans la perspective de l'efficacité des enseignants. L'intuition, rarement contrôlée, reconnaît par exemple que la réussite obtenue dans tel système (établissement x ou programme y) pourrait correspondre à un échec dans tel autre système.

Ces considérations mettent en évidence la nécessité de recourir à des dispositifs d'évaluation interne d'un autre ordre, c'est-à-dire des indicateurs de performances académiques réelles des apprenants. Ces indicateurs de performances académiques réelles des apprenants peuvent être retenus dans la perspective de l'efficacité des enseignants. Les indicateurs portent, dans ces cas, sur la nature qualitative des sorties exprimées en termes d'objectifs pédagogiques maîtrisés et des entrées exprimées en termes d'acquis de départ. Les sorties exprimées en termes d'objectifs pédagogiques maîtrisés (posttest au test cantonal) et des entrées exprimées en termes d'acquis de départ (prétest au test cantonal), dans notre cas, peuvent être retenues dans la perspective de l'efficacité des enseignants. Il s'agit alors de l'évaluation de l'efficacité interne qualitative. Il paraît important à Sall et De Ketele (1997) de distinguer deux catégories d'indicateurs d'efficacité interne qualitative, selon que les mesures prises sont ou ne sont pas l'objet d'une procédure de validation et d'application à plusieurs systèmes de tests standardisés.

Le recours à des tests standardisés pose des problèmes méthodologiques. Les programmes de départ qu'il s'agit d'évaluer ne sont pas souvent comparables. Les dispositifs pédagogiques et institutionnels sont également fort divers. Tout ceci permet d'évoquer la question relative à la standardisation de la passation elle-même. Un problème de fond est que les dispositifs praticables ne peuvent mesurer certains types d'objectifs essentiels de la formation, en fonction des compétences transversales, de savoir-faire en situation et de savoir-être, dont on reconnaît de plus en plus la place centrale dans la formation.

Là où seule une évaluation interne des performances académiques spécifiques à un système est possible, il paraît intéressant à Sall et De Ketele, dans certains cas, de pouvoir analyser le type et la valeur des objectifs réellement évalués

par les épreuves. Cette évaluation interne des performances académiques spécifiques à un système peut être retenue dans la perspective de l'efficacité des enseignants. Il est même possible de confronter ces épreuves spécifiques à d'autres épreuves spécifiques par des techniques de modération (De Landsheere, 1979). L'analyse des rapports d'inspection du canton D en mairie de Bujumbura, de 2003 à 2009, montre que la formulation des questions au test, différente de celle de l'enseignant titulaire, dans sa classe, est l'une des causes des échecs des élèves aux tests cantonaux. Ainsi donc, la confrontation des épreuves spécifiques à d'autres épreuves spécifiques par des techniques de modération peut être retenue dans la perspective de l'efficacité des enseignants. Compte tenu de son système éducatif très décentralisé, la Grande Bretagne semble opter pour ces techniques de modération afin de pouvoir situer les performances les unes par rapport aux autres (Sall et De Ketele, 1997).

L'évaluation de l'efficacité externe s'intéresse aux produits ou effets externes au système. Ces effets externes sont générés par le système éducatif ; ils sont observés hors du système éducatif lui-même. Les effets ainsi visés par l'efficacité externe peuvent être évalués en fonction de l'emploi en tenant compte de la capacité d'entreprendre dont font preuve les produits des systèmes éducatifs. Une étude a été menée en 1993 sur le devenir des jeunes sortant du système d'enseignement primaire au Burundi, et a abouti aux conclusions suivantes : la plupart des élèves (72%) deviennent des travailleurs familiaux, c'est-à-dire qu'il retournent travailler dans leur famille, où l'activité principale est à 90% le travail de la terre. Ils font aussi du petit commerce. Seule une petite minorité d'élèves (12%) parvient à trouver un emploi salarié. En comparant les élèves déscolarisés et les non scolarisés, on trouve que les non scolarisés n'ont pas d'emploi salarié. Ils sont des travailleurs familiaux (92%) ou apprentis (8%) (Gouvernement du Burundi et al., 1997). L'évaluation peut aussi porter sur les attitudes fondamentales du citoyen, par exemple le degré d'engagement dans la recherche, le maintien et la consolidation d'une culture de paix. L'évaluation peut s'intéresser à la personne et tenter de déterminer la qualité de vie à laquelle les produits des systèmes éducatifs ont accès (Sall et De Ketele, 1997).



Evaluer l'efficacité externe d'un système éducatif ou d'une institution pédagogique, c'est se demander si les individus qui en sortent sont non seulement socialement et économiquement utiles (ou productifs), mais aussi s'ils sont en mesure de développer leur personnalité dans les différentes dimensions (cognitive, affective, psychomotrice, relationnelle ou artistique). L'efficacité externe doit donc tenir compte des objectifs de la société, des besoins du marché du travail et des aspirations individuelles. Les objectifs, besoins et aspirations peuvent être actuels ou projetés sur l'avenir. Dans cette optique, il peut s'agir par exemple de déterminer le nombre d'étudiants sans emploi quelque temps après leur sortie de l'université. Pour les écoles de l'enseignement secondaire technique, une étude a été faite par Fourcade (1995) qui a suivi un échantillon de la cohorte des élèves finalistes en 1990. Les principales conclusions de cette étude sont les suivantes : il est rare que les élèves trouvent immédiatement un emploi salarié ; 10% des jeunes transitent par un apprentissage ou une formation professionnelle complémentaire ; il faut 2 ans pour que la question d'insertion atteigne une stabilité avec 80% des jeunes ayant trouvé un emploi ; trois ans après, il subsiste 8% de chômeurs (dont 2% des pertes d'emploi) ; le reste est aux études. En effet, les curricula suivis dans la plupart des écoles techniques ne sont pas assez professionnalisés : les employeurs n'ont du reste pas manqué de le mentionner au niveau des commissions de l'observatoire de l'emploi. Un autre fait confirme ce constat : la plupart des offres d'emploi dans le domaine technique recherchent des candidats ayant déjà une expérience de quelques années dans le métier (Barahinduka, 2006). Il peut également s'agir de déterminer le nombre de demandes d'emploi formulées par les produits du système mais non encore satisfaites.

L'efficacité externe peut être évaluée quantitativement ou qualitativement (Sall et De Ketele, 1997). L'efficacité externe quantitative considère les sorties et les entrées de nature quantitative. Elle cherche à déterminer le nombre de sortants du système compte tenu des besoins actuels ou futurs. Par exemple, entre les années académiques 1990-1991 et 1995-1996, l'Université du Burundi livre au marché du travail en moyenne plus ou moins 400 diplômés par an. Cependant, l'absence de profil de sortie dans les programmes de formation n'autorise pas une analyse objective de leurs prestations et du niveau de leur efficacité. De même, sur le plan quantitatif, il n'existe pas de données fiables sur les besoins en ressources humaines

par secteur d'activité. Une commission mise sur pied en 1989 pour définir ces besoins n'a pratiquement jamais fonctionné. Par ailleurs, les réductions du nombre des embauches pour cause de restrictions budgétaires et la très faible capacité du secteur privé à recruter les finalistes de l'Université rendent la quantification de ces besoins tout à fait aléatoire (Barahinduka, 2006). L'efficacité externe quantitative traduit, par exemple, le rapport entre le nombre d'emplois projetés et le nombre de diplômés occupant effectivement un emploi. Une différence doit être faite entre le nombre de diplômés exerçant dans des secteurs d'activités proches de ceux pour lesquels ils ont été formés et le nombre de diplômés détournés, soit parce qu'ils travaillent dans des secteurs pour lesquels ils n'ont pas été formés, soit parce que leurs diplômes ont été dépréciés au moment de l'embauche.

L'efficacité externe qualitative s'intéresse à la nature qualitative des sorties et des entrées (Sall et De Ketele, 1997). Elle compare les compétences acquises en cours de formation avec les compétences requises face à des postes de production. L'efficacité externe qualitative peut refléter, par exemple, le rapport entre les compétences effectivement mises en œuvre dans la vie professionnelle ou sociale et les compétences installées par le système de formation, ou bien le rapport entre les compétences requises et celles qui ont été acquises en cours de formation.

D'une manière générale, qu'elle soit quantitative ou qualitative, l'efficacité externe pourrait être synonyme de réalisme si les promoteurs de l'école ont une vue claire, à court et à moyen termes, de la structure actuelle ou projetée de l'emploi, des exigences de la citoyenneté et des aspirations des personnes. L'exigence de plus de réalisme signifie également que la planification ou la maîtrise de la formation des ressources humaines indispensables pour l'essor économique, social et culturel doit être accompagnée par une politique de sélection bien équilibrée. et par une gestion prévisionnelle solidement fondée (De Ketele, 1997). En fonction des attentes que l'essor récent de la démocratie suscite dans tous les milieux, l'élaboration et la mise en oeuvre d'une politique volontariste de discrimination positive pour réduire l'inégalité d'accès, d'une part, l'élaboration en la mise en oeuvre de procédures de gestion prévisionnelle, d'autre part, posent d'énormes problèmes d'équité.

Dans un avenir plus ou moins immédiat, l'évaluation de l'efficacité externe de l'enseignement devra tenir compte de la mondialisation de l'économie, de la mobilité et de l'aptitude d'entreprendre dont font preuve les sortants du système d'enseignement et de formation. Ceux-ci devront en effet créer des emplois et ne plus tout attendre du marché traditionnel de l'emploi.

Parmi les indicateurs d'évaluation externe pris le plus souvent en compte, citons les indicateurs sociaux, tels le nombre de diplômés au chômage x mois (ou x années) après l'obtention du diplôme, le nombre de diplômés occupant une profession de niveau supérieur, égal ou inférieur à leur diplôme, le nombre de subordonnés sous la responsabilité du professionnel en question, ou l'échelle de salaire. Ici encore, les études transversales ou diachroniques n'apportent pas exactement les mêmes données. À côté de ces indicateurs objectifs, on peut trouver des indicateurs subjectifs, le plus souvent liés au degré de satisfaction exprimé d'une part par le professionnel lui-même, d'autre part par les responsables. Au Burundi, on peut citer le cas des employeurs qui ont mentionné, lors des commissions de l'observatoire de l'emploi, que les curricula suivis dans la plupart des écoles secondaires techniques ne sont pas assez professionnalisés (Barahinduka, 2006), d'où leur exigence de l'expérience de quelques années dans le métier. Goldschmid (1990) a montré, dans une recherche de grande envergure, la satisfaction professionnelle (mesurée par des indicateurs objectifs et subjectifs) de diplômés en médecine, en droit, en psychologie, en économie et en ingénierie, à l'aide des comparaisons.

L'évaluation de l'efficacité interne ou externe de tout un système éducatif, d'un sous-système éducatif, d'une institution ou d'un programme de formation est une entreprise coûteuse. Sous la pression des décideurs, confrontés aux coûts de plus en plus élevés des systèmes éducatifs, les experts se trouvent devant un dilemme : faut-il répondre aux sollicitations de plus en plus nombreuses pour mener des travaux sur l'évaluation de l'efficacité externe ? Faut-il au contraire y renoncer en se basant sur l'argument qu'il suffit de mener une évaluation de l'efficacité interne centrée sur la maîtrise de compétences transversales (formation de généraliste), compte tenu de l'évolution rapide des professions ? Les arguments développés par les deux parties méritent d'être pris en considération (De Ketele, 1997). L'exigence

de résultats à laquelle l'évaluation de l'efficacité interne ou externe contraint les responsables des systèmes éducatifs et les enseignants à justifier l'utilisation qui est faite des ressources allouées. Les gestionnaires des systèmes éducatifs et les enseignants doivent se considérer comme civilement responsables devant la société (accountability). L'allocation de nouvelles ressources ou de ressources supplémentaires semble dépendre de plus en plus des résultats obtenus (Laurent, 1995; Lewis, 1989; Schwartz, 1987). L'exigence de résultats est encore plus marquée dans les pays qui sont soumis à des politiques d'ajustement structurel (ACCT, 1992). Dans tous les cas, les résultats obtenus et les justifications qui les accompagnent doivent refléter l'utilisation faite des ressources qui ont été mobilisées. Cette exigence de résultats en fonction des ressources mobilisées s'inscrit dans une perspective d'évaluation de l'efficience (Sall et De Ketele, 1997).

Une difficulté majeure lorsqu'on parle d'efficacité de la formation est que tout le monde ne parle pas de la même chose, non seulement en fonction de différents postulats qu'on peut avoir dans le système mais aussi du fait que le concept même d'efficacité a des sens divers et peut se confondre avec d'autres concepts qui y contribuent (Gérard, 2008).

L'efficacité d'une formation est liée à l'atteinte de ses objectifs. On ne peut donc parler d'efficacité d'un système de formation – à un niveau collectif ou individuel – qu'en relation avec les objectifs de la formation, ou encore avec les répercussions que cherche à avoir tout système de formation au profit de l'organisation, voire des individus, dans laquelle il prend place (Gérard, 2001 ; 2003 ; Roegiers, 1997). Une formation ou un système de formation sera efficace :

- si les compétences visées sont acquises par les apprenants ;
- si les compétences acquises sont mises en œuvre, que ce soit en entreprise, mais aussi dans le cadre de l'insertion professionnelle : si un stagiaire ne trouve pas d'emploi et ne peut donc utiliser ses compétences, sa formation ne peut être considérée comme efficace ;
- si la mise en œuvre des compétences a un impact en termes de résultats opérationnels pour l'entreprise ou en termes de développement personnel au niveau individuel.

L'évaluation de l'impact, aussi importante soit-elle, est toujours une opération délicate pour au moins deux raisons : d'une part, la formation n'est qu'un élément parmi tant d'autres et il est difficile d'isoler sa contribution exacte, et – a fortiori – d'analyser en quoi les effets obtenus ou non sont liés à la qualité du système de formation. D'autre part, l'impact d'une action de formation est lié à sa pertinence, qui n'est pas toujours suffisamment analysée et établie (Gérard, 2008).

Pour être de qualité, un système de formation doit être efficace. Cela veut dire qu'il doit permettre d'atteindre ses objectifs. On ne peut donc parler d'efficacité qu'en relation avec les objectifs de la formation, ou encore avec les effets attendus sur le terrain, c'est-à-dire les répercussions que cherche à avoir tout système de formation au profit de l'organisation dans laquelle il prend place (Roegiers, 1997). Un système de formation se situe au sein d'une société (au sens large : la société humaine ; ou au sens restreint : la « société » en tant qu'entreprise) et a pour objet de fournir à cette société des individus susceptibles de la faire fonctionner et fructifier. L'efficacité d'un système de formation doit donc non seulement être estimée par rapport au produit tel qu'il se présente à la sortie du système, mais aussi par rapport à la place et au rôle qu'occupe ce produit dans la société une fois qu'il est sorti du système (Gérard, 2001). Ces deux niveaux d'objectifs permettent de distinguer l'efficacité interne de l'efficacité externe.

L'évaluation de l'efficacité interne (on parlera aussi de performance) prend en compte les produits du système en son sein, c'est-à-dire ses performances sans considérer leur mise en application ou leurs conséquences hors du système (Sall et De Ketele, 1997). Il importe de se demander si les effets attendus, par rapport à des objectifs en cours ou à la fin de la formation, sont atteints.

Dans des systèmes éducatifs, les indicateurs généralement utilisés pour évaluer l'efficacité interne portent sur le nombre de réussites, de redoublements, des abandons, les niveaux de diplômes, etc., mais aussi sur les niveaux atteints par les élèves en cours de formation dans les différentes matières d'enseignement ou sur la comparaison entre les profils de compétences atteints à la sortie par rapport à ceux d'entrée.

Dans des systèmes de formation professionnelle, l'évaluation de l'efficacité interne consistera essentiellement à vérifier si le public-cible d'une formation a acquis les compétences visées par les objectifs. Cette efficacité interne est liée, d'une part, à la proportion du public-cible qui a effectivement participé à la formation, et d'autre part, au niveau de maîtrise atteint par ces participants. Ceci revient à relativiser le niveau d'efficacité d'un système de formation. En effet, prenons un cas favorable : parmi le public-cible visé par une formation, 80% des agents ont effectivement suivi toute la formation.

L'absentéisme est un phénomène bien connu des systèmes de formation, sans doute moins lié au désinvestissement ou à la non-motivation des individus qu'aux obstacles issus du système de production lui-même, lorsqu'un agent normalement présent à une formation est « prié », pour une raison ou pour une autre, de « travailler » (=chose sérieuse) au lieu de « se former » (=chose futile) (Gérard, 2001, p.74).

Parmi les 80% des agents qui ont effectivement suivi toute la formation, considérons – dans une vision optimiste – que 80% d'entre eux ont acquis 80% des compétences visées. Au bout du compte, l'efficacité interne de cette formation peut être estimée à  $0,8 \times 0,8 \times 0,8$ , c'est-à-dire à 51,2%, ce qui – répétons-le – serait une vision « optimiste » d'un système de formation. 80% des compétences maîtrisées par 80% des participants représentant 80% du public-cible.

L'évaluation de l'efficacité externe prend en compte les produits ou effets engendrés par le système de formation observés hors de ce système lui-même. Elle revient à se demander si les avantages attendus, relativement à des objectifs à la suite de la formation, sont réalisés.

Dans le cadre d'un système éducatif, on déterminera dans cette optique le nombre d'étudiants sans emploi quelque temps après leur sortie du système, le nombre de demandes d'emploi non encore satisfaites formulées par les produits du système, mais aussi le nombre d'offres d'emploi en provenance des entreprises et qui ne sont pas satisfaites par manque de main - d'œuvre qualifiée, la façon dont – qualitativement – les postes sont occupés, etc. A côté de ces indicateurs socio-

économiques, il faudrait aussi pouvoir évaluer – conformément aux finalités énoncées dans la plupart des politiques éducatives et des curriculums – l'efficacité pour ce qui est de la citoyenneté responsable, de l'épanouissement personnel, de la communication sociale, etc.

Au sein des systèmes de formation professionnelle, l'évaluation de l'efficacité externe portera sur deux dimensions :

D'une part, l'évaluation du transfert consistera à déterminer si les participants mettent effectivement en œuvre les compétences qu'ils ont acquises en formation une fois qu'ils se retrouvent à leur poste de travail. Un « non-transfert » n'est pas lié exclusivement au manque d'engagement du participant, mais il est souvent lié à des éléments externes, comme l'absence de conditions matérielles permettant la mise en œuvre des acquis de la formation ou encore le refus du chef hiérarchique direct de concrétiser les « innovations » issues de la formation. Dans la logique de l'exemple précédent cité, prenons un cas favorable : 80% des participants ayant effectivement acquis 80% des compétences visées mettent en œuvre celles-ci une fois revenus à leur poste de travail. L'efficacité externe de transfert peut-être, dans ce cas, évaluée à  $0,8 \times 0,8 \times 0,8 \times 0,8$  ; soit 40,96%, c'est-à-dire 80% de transfert parmi les 80% de compétences maîtrisées par 80% des participants représentant 80% du public-cible.

D'autre part, l'évaluation de l'impact permettra de savoir dans quelle mesure la formation a permis d'atteindre sur le terrain les résultats escomptés. Ces objectifs d'évolution, selon la terminologie de Huser, Massingue, Maitre et Vidal (1985), où cet effet attendu sur le terrain (Roegiers, 1997) n'est malheureusement pas toujours déterminé lorsqu'un projet de formation se met en place. Ainsi, si une formation à l'accueil est organisée au sein d'une entreprise ou d'une administration afin de réduire de 20% le nombre de plaintes des clients, on évaluera l'impact de la formation par rapport à la diminution effective du nombre de plaintes.

Continuons l'exemple : si l'objectif que l'on s'est fixé est atteint à 80%.

Par exemple, 50 personnes sur 1.000 clients se plaignent au départ, soit 50‰ de plaintes. L'objectif est de réduire ce taux de 20%, et de n'avoir donc plus que 40 plaintes pour 1000 clients. Le résultat observé est de 42 plaintes pour 1000 clients, ce qui correspond à 80% de l'objectif visé.

Le taux d'efficacité externe d'impact ne sera pas  $0,8 \times 0,8 \times 0,8 \times 0,8 \times 0,8$  ; soit 32,768% ; mais bien de 80%, puisque l'impact doit se mesurer en fonction de l'objectif visé.

Cette multiplication consisterait à prendre 80% d'efficacité pour les 80% de transfert parmi les 80% de compétences maîtrisées par 80% des participants représentant 80% du public-cible. Mais l'effet observé sur le terrain est lié à l'attitude du public-cible entier, et non pas seulement à celle des agents ayant maîtrisé les compétences visées.

Cela dit, dans la logique de cet exemple, il est plus vraisemblable que l'effet effectivement atteint sur le terrain se situe – dans le meilleur des cas – autour de ces 30%, ce qui permet à nouveau de relativiser la notion d'efficacité externe d'un système de formation.

Compte tenu du peu d'efficacité interne, il est fort vraisemblable que la formation aura peu d'impact. Dans l'exemple cité, le nombre de plaintes à la suite de la formation devrait plutôt être de l'ordre de 47‰ au lieu de 42‰.

L'évaluation de l'efficacité externe, aussi importante soit-elle, est toujours une opération délicate, et cela pour au moins deux raisons :

- une difficulté importante est que la formation n'est jamais qu'un élément parmi d'autres. Il est donc difficile d'isoler sa contribution exacte, et – a fortiori – d'analyser en quoi les effets obtenus ou non sont liés à la qualité du système de formation ;
- l'efficacité externe est liée à la pertinence de l'action de formation. Par exemple, si l'impact recherché est de diminuer les plaintes relatives à l'accueil téléphonique, il est évident qu'une formation à la manipulation technique d'un nouveau central téléphonique n'est pas pertinente et que son efficacité externe eu égard à l'objectif recherché sera nulle. Cet exemple grossier ne doit pas cacher que, dans la réalité, la pertinence des actions de formation laisse parfois à désirer.

Qu'elle soit interne ou externe, l'efficacité d'un système de formation est liée à la plus-value ou à la valeur ajoutée qu'il apporte c'est-à-dire à l'écart positif entre le



niveau d'entrée dans le système et le niveau atteint par ses produits. On ne peut évaluer l'efficacité d'un système exclusivement en regardant le niveau de sortie, que ce soit en ce qui a trait au niveau de performance ou eu égard au nombre de personnes qui atteignent un niveau donné de performance. Prenons, par exemple, deux écoles dont la moyenne des niveaux de performances en fin de scolarité est équivalente, mais qui recrutent des populations fort différentes : l'école A accueille des élèves d'un niveau socioculturel élevé, alors que les élèves de l'école B sont issus d'un milieu dont le niveau socioculturel est faible. Bien que les niveaux atteints soient équivalents, l'école B est plus efficace que l'école A puisque sa plus-value est supérieure.

Cette réflexion se fonde sur le postulat que le niveau cognitif d'un public socioculturellement défavorisé est moins élevé au départ que celui d'un public favorisé. Quel que soit le bien-fondé de ce postulat, il est évident qu'eu égard à d'autres valeurs que la cognition, le rapport de force peut être inversé.

Les mesures appropriées pour évaluer l'efficacité d'un système de formation ne sont donc pas des mesures brutes liées aux niveaux de performances atteints par les apprenants, mais des mesures relatives, à savoir les gains entre les niveaux de départ et les niveaux de sortie.

Ces gains peuvent être eux-mêmes mesurées de manière brute, mais il est sans doute opportun de mesurer les gains relatifs qui prennent en compte non seulement les niveaux de départ et de sortie mais aussi le niveau qui pouvait être gagné grâce à l'action de la formation.

« Le gain brut a souvent été employé à tort pour évaluer l'efficacité d'une action pédagogique. En effet, il est bien plus facile de passer de 55/100 à 65/100 que de 85/100 à 95/100 : les intervalles du haut de l'échelle sont plus « lourds » que ceux du bas de l'échelle, ce qui est contraire à la condition de proportionnalité entre la mesure et la grandeur. [...] Le gain relatif – qui est le rapport de ce que l'élève a gagné à ce qu'il aurait pu gagner au maximum – est indépendant du niveau de départ et comme, à un niveau de départ égal, il est proportionnel à la performance,

on peut considérer que le gain relatif est proportionnel à ce qu'il veut mesurer » (D'Hainaut, 1975, pp.158-159).

A partir des mesures prétest-posttest, d'autres outils statistiques peuvent être avantageusement utilisés, notamment les indices MUCER proposés par De Ketele (1977, 1982). Ceux-ci analysent la rentabilité (R) d'un apprentissage en fonction de son niveau de maîtrise (M), de son niveau d'utilité (U), de son niveau de conservation (C) et de son niveau d'efficacité (E). L'examen des indices permet de mieux cerner l'efficacité de l'apprentissage.

Remarquons enfin que l'évaluation de l'efficacité se situe essentiellement dans une logique de contrôle, qui va de pair avec un projet de formation dont le but est de rendre savant. Si l'on veut prendre en compte les acteurs du système, c'est-à-dire les enseignants, les élèves, les responsables hiérarchiques, les participants, etc., en tant que sujets, il faudrait pouvoir également intégrer une logique qui tournerait autour d'un projet dit de maturation, de développement des personnes (Vidal, 1997). La notion d'équilibre de la formation, que Gérard (2005) développe plus loin, est sans doute plus sensible à cette autre logique.

### **3.2. La synthèse du concept d'« efficacité »**

Pour les économistes, qui considèrent l'éducation comme une des branches de l'économie, la productivité totale des facteurs ou ensemble des ressources utilisées permet de déterminer le degré d'efficacité d'une économie et de ses diverses branches (Lê Thanh Khôi, 1967). L'efficacité, qui est de l'ordre de la programmation, se base sur le rapport entre les sorties ou les effets observés et les entrées, définies exclusivement en fonction de ressources mobilisées (Sall et De Ketele, 1997). Elle exprime le « rapport entre ce qui est réalisé et les moyens mis en oeuvre » (Legendre, 1993, p. 476). Alors que, dans son modèle d'analyse de l'efficacité, Kirschling (cité par De Ketele, 1989) intègre les objectifs concrets mis en place et les budgets débloqués parmi les entrées, Sall et De Ketele (1997) préconisent de ne retenir que les ressources mobilisées. Les objectifs concrets retenus par Kirschling devraient être réservés pour l'évaluation de l'efficacité quantitative pour ce qui a trait, par exemple, au nombre de diplômés visés, et de

l'efficacité qualitative pour ce qui a trait aux compétences attendues. À cette étape de leur analyse, Sall et De Ketele proposent de définir stricto sensu l'efficience par le rapport entre les sorties du système et les ressources financières, matérielles et humaines engagées.

Tout comme l'efficacité, l'efficience peut être interne ou externe. Chacun de ces types d'efficience a une facette quantitative et une facette qualitative. L'évaluation de l'efficience interne ou externe d'un système éducatif, d'un sous-système éducatif, d'une institution ou d'un programme de formation peut, elle aussi, nécessiter le recours à des procédures standardisées comme celles qui ont été mentionnées pour l'évaluation de l'efficacité (Sall et De Ketele, 1997).

L'efficience interne quantitative s'intéresse à la nature quantitative des effets observés et des entrées, exprimées en fonction de ressources mobilisées. Ce type d'efficience est généralement évalué grâce au rapport entre le nombre des diplômés et les dépenses en personnel. Il peut également refléter le rapport entre le nombre des inscrits et le personnel d'encadrement. Il serait également intéressant d'analyser l'efficience interne quantitative en fonction du nombre d'étudiants qui réussissent par rapport au personnel d'encadrement. L'efficience interne quantitative peut tenter également de déterminer le nombre de personnes, la quantité du matériel et le volume des ressources financières nécessaires. Les ressources matérielles, humaines et financières ainsi quantifiées peuvent être comparées aux ressources de même nature effectivement mobilisées.

L'efficience interne qualitative met un accent particulier sur la nature qualitative des sorties et des entrées. Par exemple, les questions relatives à la citoyenneté peuvent être évaluées en évaluant les comportements types des produits des systèmes éducatifs, par exemple en se demandant s'ils mènent ou non une existence de marginal, s'ils deviennent ou non des délinquants, etc. Toutes les études de plus-value pédagogique ramenées aux coûts relèvent également de l'évaluation de l'efficience interne qualitative. Il en est de même des comparaisons des profils de compétences à la sortie, compte tenu du niveau de compétence des formateurs. L'efficience interne qualitative devrait donc tenir compte du profil souhaité et du profil effectif des ressources humaines, compte tenu des missions et

des objectifs réalisés. Elle doit aussi tenir compte des caractéristiques du matériel nécessaire et de celles du matériel disponible face aux missions déterminées et aux objectifs atteints.

L'efficience externe se focalise sur les effets externes au système. L'efficience externe quantitative considère la nature quantitative des sorties et des entrées. Elle peut exprimer le rapport entre le nombre d'emplois effectifs et les dépenses investies dans le système éducatif. Dans le contexte néolibéral actuel, un accent tout particulier est mis sur l'analyse des rapports entre le nombre d'emplois créés par les produits des systèmes éducatifs et les coûts de modules de formation orientés sur l'esprit d'entreprise.

L'efficience externe qualitative prend en compte la nature qualitative des entrées et des sorties. Elle peut considérer le rapport entre les compétences mises en oeuvre dans la vie professionnelle ou sociale et les coûts d'ateliers de formation destinés à l'installation des savoir-faire. Dans la tendance actuelle d'une plus grande ouverture des systèmes éducatifs au monde productif, l'évaluation de l'efficience externe qualitative devrait mettre un accent tout particulier sur le rapport entre les compétences acquises en cours de formation (ou d'études) et les investissements consacrés aux stages en entreprises.

L'évaluation des systèmes éducatifs, selon les définitions ainsi proposées par Sall et De Ketele (1997) pour les concepts d'efficacité et d'efficience, devra s'attacher à établir les facteurs qui interviennent dans la détermination des différents indicateurs d'efficacité et d'efficience. Les apprenants occupant une place importante parmi ces facteurs, l'évaluation pourrait être complétée par l'analyse de l'équité sous ses différentes manifestations.

L'efficience est un concept souvent confondu avec l'efficacité, à cause notamment du mot anglais *efficiency* qui signifie « efficacité ». L'efficience concerne le rapport entre l'efficacité et les moyens investis (Gérard, 2008).

On parle aussi souvent du rapport « coût-efficacité », ou, plus correctement, du rapport « efficacité-coût », mais cette formulation est limitative, car elle tend à

faire croire que l'efficacité n'est liée qu'aux aspects financiers, alors qu'elle peut concerner tous les types de ressources : institutionnelles, humaines, matérielles, financières, spatiales, temporelles ou encore méthodologiques.

Trop souvent limitée aux seuls aspects financiers, l'efficacité a souvent mauvaise presse auprès des acteurs du terrain qui y voient surtout un prétexte à diminuer les moyens affectés à la formation, que ce soit en réduisant le nombre des formateurs, ainsi que les budgets consacrés aux moyens didactiques ou à la formation, ou encore en augmentant le temps et les limites des prestations.

L'efficacité d'un système est liée à son efficacité, mais pas de manière absolue. L'évaluation de l'efficacité s'attarde sur la nature et le volume des moyens mis en œuvre pour exécuter le programme de formation et donc pour atteindre ses résultats. Il s'agit de mettre en relation les produits du système avec les ressources – qu'elles soient institutionnelles, humaines, matérielles, financières, spatiales, temporelles ou encore méthodologiques – qui ont été mises à sa disposition (Gérard, 2001).

L'efficacité est le rapport entre le niveau d'efficacité et les ressources. Prenons deux sessions de formation A et B dont les niveaux de gains relatifs (sur les mêmes objectifs) sont respectivement de 80% et de 60%. La session A est plus efficace que la session B. Imaginons que pour atteindre ces résultats, la session A ait duré cinq jours, alors que la session B se soit déroulée en trois jours. Le niveau d'efficacité (temporelle) de la session A est de  $80/5 = 16$ , alors que celui de la session B est de  $60/3 = 20$ . La session B est donc – du point de vue temporel – plus efficace que la session A.

La plupart du temps, les évaluations de l'efficacité des systèmes de formation ne prennent en compte que les coûts financiers, dans une perspective elle-même assez restrictive : tout se passe comme si le seul moyen d'accroître l'efficacité du système était dans la diminution des ressources (un « bon » système de formation serait un système « qui ne coûte pas cher »), sans prendre en compte que l'efficacité peut tout aussi bien s'accroître en augmentant l'efficacité du système.

Cette approche restrictive de l'efficacité explique que cette notion a souvent mauvaise presse, spécialement dans le monde de l'éducation, auprès des acteurs du terrain – les enseignants – qui y voient surtout le prétexte à diminuer les moyens qui sont affectés à l'enseignement, que ce soit en diminuant le nombre des enseignants, en diminuant les budgets consacrés aux moyens didactiques ou à la formation, ou encore en augmentant le temps et les limites des prestations.

Cependant, le bon sens indique l'importance de l'efficacité de tout système éducatif, et cela surtout quand on se place dans une perspective globale ou mondiale : on ne peut se permettre de dilapider le potentiel humain et il est évident qu'il faut gérer les ressources de la meilleure manière qui soit. Mais, en ce sens, l'exigence de qualité relativement à l'efficacité d'un système ne devrait pas viser à limiter les ressources disponibles et à améliorer la gestion des ressources en fonction des besoins d'efficacité.

L'évaluation de l'efficacité devrait donc prendre en compte toutes les ressources qui ont été utilisées dans une formation, de quelque type qu'elles soient. Les coûts financiers seront bien sûr considérés, mais aussi les ressources humaines, soit le personnel formateur ou non, et les ressources non matérielles comme les stratégies et les méthodes pédagogiques, ou encore les ressources temporelles pour ce qui est du temps consacré à la formation.

Notons que bien souvent, le calcul réalisé pour estimer le coût d'une action ou d'un système de formation au sein des entreprises ou des administrations oublie de prendre en compte ce qui pourtant représente le coût le plus élevé, à savoir le coût salarial des participants à la formation. Ce coût essentiel devrait même être multiplié par deux pour intégrer ce que l'on peut appeler le « coût d'absence » : lorsqu'une personne est en formation, non seulement l'organisation continue à lui verser son salaire, mais en plus elle ne « produit » pas. Prendre en compte ces coûts accroît évidemment le coût de la formation, mais c'est la seule manière d'en estimer le coût réel.

Quoique timides, des efforts sont actuellement faits pour tenter d'estimer les coûts humains, à travers des concepts tels que l'engagement, c'est-à-dire des efforts

consentis par une personne pour obtenir un produit déterminé ; ou encore les coûts sociaux sur le plan des familles relativement, par exemple, à l'ascension ou à la régression sociale, ou sur le plan d'un pays relativement à l'incidence de l'amélioration du système éducatif sur la santé, sur l'économie et sur le développement du pays en général.

### **3.3. La synthèse du concept d'« équité »**

Pendant de longues années, les recherches sur la démocratie à l'école intéressaient plus particulièrement la sociologie de l'éducation (Snyders, 1982).

Aujourd'hui, les recherches sur l'efficacité et l'efficience amènent à s'intéresser à la dimension sociale des investissements, c'est-à-dire à l'équité.

Soulignant que l'amélioration de l'équité n'est pas, naturellement, l'objectif unique des prêts de la Banque Mondiale, Psacharopoulos et Woodhall (1988) observent que « à une période où la promotion d'une participation équitable au développement entre en compétition avec d'autres priorités pour les prêts, il serait approprié d'inclure ces résultats et objectifs dans la formulation d'un programme global de développement pour le secteur de l'éducation » (p. 281). L'équité apparaît ainsi comme le complément naturel de l'efficacité et de l'efficience.

Le concept d'équité semble donc entré en force dans les organismes internationaux, même les plus centrés sur les critères économiques. La volonté d'associer la recherche du rendement à davantage de justice sociale expliquerait l'intérêt croissant porté aux recherches sur l'équité, c'est-à-dire à « la façon dont les coûts et les avantages de l'investissement sont distribués parmi les différents groupes de la société » (Psacharopoulos & Woodhall, 1988, p. 259).

Par delà « la question de savoir si les coûts et les avantages [de l'investissement éducatif] sont également distribués entre régions et si les hommes et les femmes, les différents groupes socio-économiques, ou ethniques ont un accès égal aux différents niveaux ou types d'éducation » (Psacharopoulos & Woodhall, 1988, p. 259), se cache celle de déterminer le poids de cette répartition inégale ou

différente sur les résultats. L'équité n'est pas simplement « un critère explicite d'évaluation des projets dans le domaine de l'éducation » (Psacharopoulos & Woodhall, 1988, p. 260). Elle détermine l'efficacité et l'efficience. Il importe dès lors de bien distinguer les modalités d'apparition de l'équité.

Selon Mac Mahon, cité par Psacharopoulos et Woodhall, il existerait trois types d'équité:

- l'équité horizontale à laquelle on donne généralement le sens de traitement égal pour des individus égaux;
- l'équité verticale, qui fait référence à un traitement inégal pour des individus inégaux (ce qui, bien sûr, pose la question de savoir comment il convient de se former un jugement sur l'égalité et l'inégalité);
- enfin l'inégalité intergénérationnelle, qui se situe entre les deux types d'inégalité et s'attache simplement à s'assurer que les inégalités existant au sein d'une génération ne sont pas forcément transmises à la génération suivante.

Pour le Prix Nobel d'économie Solow (PNUD, 1996) qui envisage l'équité intergénérationnelle sous l'éclairage du concept de durabilité, « si le développement humain est l'objectif fondamental de la croissance économique, alors il doit être partagé de façon équitable entre le présent et l'avenir » (p. 18).

Comment partager de façon équitable les investissements actuels dans un secteur comme celui de l'éducation entre les différents groupes de la société ? Sur quels facteurs jouer pour « démocratiser l'école », pour « donner à tous d'égales chances de réussite », pour s'attaquer réellement aux différentes formes d'inégalité (Grisay, 1983) ? Comment remédier effectivement à l'inégalité de la distribution de l'offre d'éducation dans des contextes historiques, socioculturels et socio-économiques déterminés ? Comment améliorer les chances d'accès à une même qualité d'enseignement pour tous ?

L'évaluation de l'équité pourrait faciliter la recherche de solutions à des situations réelles et des cas vécus clairement précisés par les individus ou par les groupes d'individus. Par exemple, à la suite des préoccupations des décideurs et des organismes financiers internationaux, l'accès des filles à l'éducation semble



enregistrer de sensibles améliorations. Mais la question de l'équité dans l'enseignement ne se réduit pas à la variable sexe. Selon De Ketele (1992), « le problème de l'équité de l'investissement éducatif se pose surtout autour des deux axes suivants: la distribution des chances scolaires et des équipements entre les différents groupes sociaux, entre zones géographiques et populations rurales et urbaines d'une part, la distribution des charges et des avantages de l'éducation d'autre part ».

Dans son acception la plus générale, la notion d'équité dans les systèmes éducatifs devrait donc tenir compte d'un grand nombre de facteurs, en différenciant les variables qui interviennent à l'entrée, pendant les études ou à la sortie de la formation.

Le groupe des facteurs les plus importants à l'entrée porte sur les caractéristiques de l'apprenant, comme le sexe, l'âge, les antécédents scolaires, s'il y a lieu. À ces facteurs viennent se greffer l'origine sociodémographique et socio-économique des apprenants.

Parmi les très nombreux facteurs qui interviennent pendant les études, facteurs dont l'équité devrait tenir compte, Sall et De Ketele (1997) mentionnent:

- les facteurs qui sont relatifs au type d'établissement (les programmes, la qualité de l'enseignement, les méthodes d'enseignement et les modes d'évaluation, les ressources matérielles et financières, les ressources humaines - enseignants non compris);
- les facteurs relatifs aux enseignants (nombre, qualification, soutiens apportés aux apprenants, ratio enseignés/enseignants, etc.).

Les facteurs relatifs aux apprentissages proprement dits (les aptitudes et les capacités installées en cours d'apprentissage et les performances réalisées) occupent également une place importante en cours de formation. Tout comme nous l'avons vu lors de l'analyse de l'efficacité, ici aussi l'évaluation devra tendre vers l'utilisation d'instruments standardisés qui ne sont pas sans poser des problèmes de fiabilité statistique et de coût (Psacharopoulos & Woodhall, 1988; Lê Thanh Khôi, 1967).

Les facteurs dont l'évaluation de l'équité doit tenir compte à la sortie sont relatifs:

- aux trajectoires scolaires ou universitaires (durée des études, modification de trajectoires);
- aux résultats obtenus en cours et à la fin des études et au type de diplôme;
- aux chances de réalisation professionnelle, sociale et personnelle, qui sont ouvertes par les études suivies et les diplômes obtenus.

Ces trois groupes de facteurs permettent de distinguer, selon Sall et De Ketele (1997), cinq types d'équité particulièrement centrés sur le système éducatif.

L'équité socio-économique d'accès (la seule présente dans de nombreux écrits) s'intéresse à la question de savoir si les individus ou les différents groupes de la société ont les mêmes chances d'accéder à un système éducatif déterminé. Les indicateurs reprennent en général, comme variables dépendantes, le nombre d'inscriptions dans le système et, comme variables indépendantes, des variables telles que le sexe, le niveau socioéconomique et socioprofessionnel, le dernier niveau d'étude atteint par le père ou la mère, l'appartenance ethnique, la religion, le lieu d'habitation, l'obtention ou non de bourse, les études antérieures, etc. Par équité d'accès, il faut entendre le fait qu'à compétences et dispositions égales au départ (ce qui est difficile à mesurer), des personnes différentes aient les mêmes chances d'accéder au système d'éducation en question.

L'évaluation de l'équité socio-économique d'accès semble donc à Sall et De Ketele être un préalable indispensable à toute action visant à «réduire les inégalités d'accès aux ressources éducatives », action notamment visée par la perspective « égalité 1 » de Grisay (1983, p. 56).

L'équité de confort complète l'évaluation de l'équité d'accès. Alors que, pour certains auteurs, la qualité est inséparable de l'efficacité (Akin-Aina, 1994; Assie-Lumumba, 1994; Bibeau, 1985; Dehem, 1971), pour d'autres, par contre, elle renvoie à la notion plus générale de justice (Latapi, 1973).

Selon la revue de la documentation effectuée par Bujold (1996), « définir la qualité de la formation revient à questionner les finalités mêmes de cette formation ». La qualité serait également mesurée en fonction de trois critères :

- les intrants, c'est-à-dire les ressources et les conditions de travail utilisées par les professeurs et les étudiants;
- les processus incluant les programmes et les méthodes pédagogiques, d'une part, et la qualité des efforts des étudiants, d'autre part;
- les extrants englobant les apprentissages réalisés et les habiletés développées.

Ces données tendraient à assimiler la qualité au couple efficacité/efficience telles que Sall et De Ketele (1997) les définissent ici. Par confort pédagogique, il faut entendre des indicateurs tels que le niveau de formation des enseignants et des professionnels attachés au système éducatif, les taux d'encadrement, le nombre et la qualité des infrastructures scolaires, la quantité et la qualité des outils didactiques. L'équité de confort pédagogique mesure le fait que les personnes ou groupes défavorisés puissent bénéficier d'un confort pédagogique équivalent au confort offert aux personnes ou groupes favorisés.

L'équité de confort pédagogique amène à se demander si les programmes des différents sous-systèmes du système d'enseignement (enseignement général/enseignement technique, écoles urbaines/écoles rurales, écoles publiques/écoles privées, écoles destinées à accueillir des enfants dits doués, des écoles d'élite) ont été conçus en fonction de certains critères spécifiques ou discriminatoires ? On peut également se demander quelles discriminations positives mettre en oeuvre et selon quels critères, pour quels résultats durables ? En effet, les corrections apportées par une politique volontariste de discrimination positive pour un accès plus équitable à l'enseignement pourraient être annihilées par l'inégale répartition du confort pédagogique à l'intérieur des systèmes éducatifs.

L'équité socio-économique de confort pédagogique peut conduire à s'interroger sur l'équité de production pédagogique ou équité dans les produits. Ce troisième type d'équité permet de déterminer si les performances du système éducatif sont suffisamment semblables, selon que les personnes ou groupes sont dans des conditions favorisées ou défavorisées ou dans de telles conditions. Tenant

compte du niveau des apprenants à l'entrée, l'équité de production pédagogique (ou encore équité de réalisation pédagogique) s'intéresse donc au niveau de production pédagogique final, c'est-à-dire au niveau atteint par les apprenants qui sortent du système ou d'un sous-système. Ce niveau est évalué grâce à des indicateurs quantitatifs ou qualitatifs élaborés à partir de critères scolaires traditionnels ou grâce à des tests standardisés. L'équité dans les produits amène à se demander, à niveau d'accès égal et à niveau d'aptitudes égales, si les programmes existants conduisent les apprenants à des niveaux de production pédagogique (de savoirs, savoir-faire et savoir-être) équivalents ? Elle amène également à se demander, à niveau d'accès égal et à niveau d'aptitudes égales, si les programmes existants ne conduiraient pas les apprenants, selon leurs groupes d'origine, à des niveaux de production différents ? On peut aussi se poser la question de savoir, compte tenu de l'organisation actuelle des systèmes éducatifs, si certains groupes de la société ne seraient pas irrémédiablement condamnés à s'inscrire dans des programmes qui limitent leur niveau de production (limitant plus tard leur niveau de salaire) ?

L'évaluation de l'équité socio-économique de confort pédagogique et de l'équité de production pédagogique nous paraît indispensable à l'élaboration de toute politique orientée vers l'émergence d'«une école égale pour tous » (Grisay, 1983, p. 60). L'objectif de réduction des inégalités de traitement (pédagogique), que vise la perspective « égalité 2 » de Grisay et dont « les progrès induits [...] devraient se traduire, concrètement, par une plus grande hétérogénéité socio-économique des élèves fréquentant une même école ou une même classe» (Grisay, 1983, p. 60), requiert en effet d'établir une carte détaillée de la répartition des élèves en fonction des types d'établissements qu'ils fréquentent et du confort auquel ils ont accès.

Bressoux (1993) a mis en évidence l'importance de l'équité pédagogique qu'il définit comme la réduction de l'écart qui existe entre les forts et les faibles par rapport aux performances scolaires entre le début et la fin de l'action pédagogique. L'équité pédagogique peut être retenue dans la perspective de l'efficacité des enseignants. Cet auteur montre que, dans la réalité, tous les cas de figures existent. Ainsi, parmi les enseignants qui font le plus progresser la moyenne des résultats des élèves, il en est qui réduisent l'écart qui existait au départ entre les élèves les plus forts et les plus faibles, tandis que d'autres ne font qu'accentuer cet écart.

Réciproquement, parmi les enseignants qui n'augmentent guère la moyenne des performances du groupe d'élèves dont ils ont la charge, certains ont encore augmenté l'écart entre les forts et les faibles, d'autres au contraire l'ont diminué. Il s'ensuit, selon Bressoux, qu'un enseignant (et un système éducatif) « efficace » est celui qui à la fois fait augmenter la moyenne des performances et réduit effectivement les écarts entre les plus forts et les plus faibles. L'auteur présente une méthodologie intéressante, basée sur la passation de tests standardisés (prétests et posttests) et sur des modèles de régression après transformation des résultats bruts en notes standards.

Mais au-delà des disparités d'accès et de disponibilité des ressources, on peut également tendre à une diminution des disparités, pour ce qui est des avantages ou des performances du système éducatif. On peut donc examiner si les différents indicateurs d'efficacité interne et externe du système ont tendance à se différencier ou non selon les conditions d'accès, de confort pédagogique, de qualité des dispositifs d'enseignement-apprentissage.

« Réduire l'inégalité de rendement ou/et de réussite scolaire » visé par la perspective « égalité 3 » de Grisay (1983, p. 61) suppose la prise d'information précise sur les différences de traitement dont les élèves sont l'objet à l'intérieur des systèmes éducatifs, à l'intérieur d'une même école ou dans une même classe.

Il paraît enfin important à Sall et De Ketele (1997) de distinguer un cinquième type d'équité, rarement abordé explicitement dans la documentation. Il s'agit de l'équité externe que, par analogie au concept de motivation d'accomplissement, ils proposent de l'appeler « équité d'accomplissement ». Sall et De Ketele signifient par là que, une fois sortis du système, les personnes ou les groupes ont les mêmes possibilités d'exploiter les diplômes ou compétences acquises, c'est-à-dire de se réaliser en tant que personnes ou groupes dans la société. Tout comme l'efficacité externe, l'équité externe pourrait être évaluée en tenant compte des caractéristiques et des compétences attendues du producteur. Elle pourrait également être évaluée en fonction des attitudes fondamentales du citoyen, ou bien de la qualité de vie à laquelle les personnes aspirent.

L'équité externe (ou encore équité de sortie) s'intéresse donc aux chances de se réaliser professionnellement à la fin d'une formation. L'équité d'accomplissement ou de réalisation socio-économique et socioprofessionnelle consiste aussi à se demander si les chances de se réaliser professionnellement sont équivalentes pour les différents groupes de la société, à niveau de formation égale, à durée de formation égale, et en fonction des établissements fréquentés.

L'équité externe s'intéresse également aux chances de se réaliser socialement à la sortie de la formation, voire pendant son déroulement. Ceci consiste à se demander si, à niveau de formation équivalent, les personnes pourront bénéficier des mêmes avantages sociaux (comme les soins de santé, l'accès à des institutions d'aide ou de conseil, etc.), prendre des responsabilités de même ordre dans la vie sociale et politique, être reconnues socialement de façon équivalente, etc.

Enfin, l'équité externe devrait également s'intéresser aux chances de se réaliser personnellement, en tant que personne en projet et en continuel développement de soi, par les autres, avec les autres et pour les autres. Certes, cette dimension est plus que jamais qualitative et touche à des dimensions insaisissables.

Comment « réduire l'inégalité d'output social » que Grisay (1983) range dans sa perspective « égalité 4 » (p. 63) sans avoir déterminé au préalable les avantages que les produits tirent des établissements scolaires qu'ils ont effectivement fréquentés, des programmes qu'ils ont suivis et des diplômes obtenus ?

L'équité est une préoccupation importante pour la plupart des analystes des systèmes éducatifs. Il semble que ce concept soit moins présent dans le monde de la formation professionnelle, mais nous verrons en quoi celui-ci peut être visé par l'équité, après avoir abordé la place que peut occuper celle-ci dans l'évaluation des systèmes éducatifs.

Le concept d'équité est lié à la justice sociale : un système éducatif est d'autant plus équitable qu'il réduit les disparités entre les plus forts et les plus faibles, entre les groupes favorisés et défavorisés (Gérard, 2001).

Solow (PNUD, 1996) affirme que, « si le développement humain est l'objectif fondamental de la croissance économique, alors il doit être partagé de façon équitable entre le présent et l'avenir » (p. 18). Solow rejoint ainsi Mac Mahon, cité par Psacharopoulos et Woodhall (1988), qui développe le concept d'inégalité intergénérationnelle devant s'attacher simplement à s'assurer que les inégalités existant au sein d'une génération ne sont pas transmises à la génération suivante. Mac Mahon précise deux autres circonstances dans lesquelles le concept d'équité prend de l'importance : l'équité horizontale à laquelle on donne généralement le sens de traitement égal pour des individus égaux et l'équité verticale qui fait référence à un traitement inégal pour des individus inégaux.

C'est le dernier type d'équité qui justifie les mesures dites de « discriminations positives ». Celles-ci s'intègrent la plupart du temps dans des programmes d'éducation prioritaire qui donnent des moyens supplémentaires aux écoles accueillant une population déficitaire, que ce soit en fonction du niveau socio-économique ou eu égard aux résultats obtenus. Notons que face à la relative inefficacité de ces politiques, certains proposent aujourd'hui de les remplacer par des politiques d'intégration qui consisteraient à privilégier les établissements qui se caractérisent par une grande hétérogénéité quant au recrutement des élèves (Crahay, 2001).

La notion d'équité est complexe, en raison notamment de la multiplicité des interprétations possibles. La plupart des responsables et experts de l'éducation estiment que chaque individu doit avoir les mêmes chances d'accès au système éducatif, ce qui signifie, notamment, les efforts des organismes financiers internationaux en matière d'accès des filles à l'éducation. Il existe aussi dans la plupart du temps un accord sur la nécessité d'égalité de chances d'accès à une même qualité d'enseignement pour tous. Il est cependant moins évident qu'il y ait un accord sur l'égalité pour ce qui est du produit. Si la plupart des systèmes éducatifs restent très sélectifs, c'est en partie lié au nombre limité de places pour des raisons

économiques, que ce soit par exemple le nombre de places dans l'enseignement secondaire pour de nombreux pays du Sud, ou encore l'accès volontairement limité aux études de médecine pour éviter un nombre pléthorique de médecins sur le « marché » de la santé. De plus, de nombreux acteurs des systèmes éducatifs sont convaincus de la nécessité d'une sélection afin de dégager « l'élite » dont une société aurait besoin, ce qui se traduit par des politiques éducatives nationales parfois très élitistes.

Sans vouloir entrer dans le débat philosophique ou politique, Sall et De Ketele (1997) relèveront, d'une part, que certains systèmes de formation ont effectivement pour obligation de déboucher sur une « élite » au sens où les produits du système doivent être pleinement certifiés conformes aux objectifs de la formation. Il en va ainsi d'une formation de pilotes d'avions qui exige que seuls les pilotes réellement compétents puissent être certifiés. En dehors de ces cas particuliers, il convient de distinguer les systèmes éducatifs qu'on peut qualifier d'élitistes, parce qu'ils cherchent à sélectionner les meilleurs sujets, de ceux qui sont élitaires, en ce sens qu'ils visent à permettre à chacun d'atteindre le meilleur niveau de formation qui soit.

Face à la multiplicité d'interprétation possible de l'équité, Sall et De Ketele proposent que l'évaluation de celle-ci tienne compte de cinq types d'équité :

-l'équité socio-économique d'accès, dont les indicateurs lient le nombre d'inscription dans un système à des variables indépendantes telles que le sexe, le niveau socio-économique, l'appartenance ethnique, les études antérieures, etc. ;

-l'équité de confort pédagogique prenant en compte des indicateurs comme le niveau de formation des enseignants, les taux d'encadrement, la quantité et la qualité des outils didactiques, etc. ;

-l'équité de production pédagogique qui conduit à se demander si – à niveaux d'accès et de compétences au départ égaux – les programmes conduisent à des niveaux de production pédagogique équivalents (ce questionnement étant fortement lié à ce que Sall et De Ketele appellent l'équilibre d'un système éducatif) ;

-l'équité pédagogique, que Bressoux (1993) définit comme la réduction de l'écart qui existe entre les forts et faibles relativement aux performances scolaires entre le début et la fin de l'action pédagogique ;



-l'équité externe ou équité d'accomplissement, qui s'intéresse à l'égalité des chances de se réaliser professionnellement à la fin d'une formation pour les différents groupes de la société, à un niveau de formation égale, ou à durée de formation égale.

On sent bien l'importance de la notion d'équité pour les systèmes éducatifs. Mais qu'en est-il pour les systèmes de formation professionnelle ? Ceux-ci ne doivent pas favoriser le développement optimal des compétences, et, à ce titre, créer des disparités entre les travailleurs de telle sorte que les potentialités des meilleurs d'entre eux soient développées au maximum afin d'en tirer le meilleur profit.

S'il semble à Gérard (2008) qu'effectivement un système de formation professionnelle a pour mission de développer au mieux et de manière différenciée les compétences dont l'entreprise a besoin, cela ne signifie cependant pas qu'il doit le faire au détriment de l'équité. Au contraire, celle-ci est un gage de réussite, pour deux raisons :

- d'une part, l'équité du système de formation doit permettre d'entretenir un climat social serein et propice à la réalisation des objectifs de l'entreprise ;
- d'autre part, elle est au service de la « compétence collective », car celle-ci s'accroîtra dans la mesure du développement des compétences individuelles qui en constituent la principale ressource.

« La valeur des compétences d'une organisation n'est pas faite de la simple sommation des compétences individuelles, mais de leurs combinaisons spécifiques. Ce sont ces combinaisons qui sont difficiles à copier par les concurrents, qui peuvent constituer un avantage compétitif et qu'il y a donc intérêt à développer » (Le Boterf, 1998-1999, p.120).

Evaluer l'équité d'un système de formation professionnelle consistera dès lors à vérifier l'impartialité de traitement par population (Mingotaud et Minet, 1994) : les plus âgés sont-ils exclus du processus formatif, l'investissement sur les jeunes diplômés est-il adapté, les anciens sont-ils formés pour faciliter le changement, etc. ?

On veillera aussi à savoir (Le Boterf, Perrenoud et Bosman, 2000) si le système permet la mise en place de structures matricielles ou de groupes à

géométrie variable favorables au brassage des personnes et des compétences, s'il favorise la mise en place de cartographies de compétences par rapport à un processus dans lequel chacun peut se situer et peut faire appel aux autres, s'il organise des complémentarités entre les compétences, etc.

Enfin, notons qu'il va de soi que l'équité et l'efficacité ne sont nullement liées. Comme l'a montré Bressoux (1993), tous les cas de figures existent. Ainsi parmi les enseignants qui font le plus progresser la moyenne des résultats des élèves – qui sont donc des enseignants « efficaces » -, il en est qui réduisent l'écart qui existait au départ entre les élèves les plus forts et les plus faibles – ils sont aussi « équitables » -, tandis que d'autres ne font qu'accentuer cet écart. Réciproquement, parmi les enseignants qui n'augmentent guère la moyenne des performances du groupe d'élèves dont ils ont la charge, certains ont réussi à diminuer l'écart entre les forts et les faibles, alors que d'autres – enseignants « inefficaces et équitables » - ont encore augmenté cet écart (Braibant et Gérard, 1996). La recherche montre qu'il est difficile d'établir un lien causal direct entre les caractéristiques des enseignants (ou des classes) et les différents niveaux d'acquisitions scolaires des élèves.

Par cette réflexion, appuyée par une analyse de la documentation sur le rendement des systèmes éducatifs, Sall et De Ketele (1997) voudraient en conclusion insister sur trois points :

- on ne peut plus faire l'économie du concept d'équité,
- les concepts d'efficacité et d'efficience continuent à poser des problèmes de clarification,
- on ne peut plus continuer à faire l'économie de méthodes d'évaluation longitudinales.

Il semble à Sall et De Ketele, à bien des égards, que la période de croissance économique a été accompagnée par les théories sociologiques de la reproduction sociale. La période des crises économiques à répétition semble être plutôt marquée par le néo-libéralisme tout puissant et les politiques d'ajustement structurel. Aux concepts d'éducation pour tous et de démocratie ont succédé les concepts de compétence et d'efficacité (voir, par exemple, l'excellente analyse de Le Boterf, 1995). Il semble à Sall et De Ketele (1997) que le balancier de l'histoire est passé

d'un lieu où le déterminisme social (importance des variables non ou peu changeables, cibles privilégiées des sociologues) s'impose à un lieu où le volontarisme se développe (importance accordée aux variables changeables et donc croyance dans le pouvoir d'influence des décideurs et dans l'éducabilité chère aux pédagogues). L'investissement dans le capital humain au service d'un développement économique devra, aux yeux de certains, permettre un développement social meilleur. Doucement mais sûrement, le balancier de l'histoire se déplace vers de nouveaux lieux de synthèse de thèses apparemment contradictoires. Partagées entre le scepticisme engendré par l'impression d'être le jouet de forces incontrôlables et le sentiment de pouvoir augmenter son potentiel de compétences et de devoir prendre sa part de responsabilité, de nombreuses personnes sont prêtes à rechercher un équilibre de complémentarité entre efficacité, efficience et équité, faisant jouer à la dimension des ressources et des coûts un rôle de moyen et non de fin en soi.

Aussi est-il apparu essentiel à Sall et à De Ketele d'approfondir ce concept d'équité, trop exclusivement cantonné à la facette « équité d'accès » chère aux sociologues de la reproduction, certes importante mais trop exclusivement négativiste (les politiques, s'ils avaient la possibilité ou la volonté d'agir à long terme, devraient cependant avoir un impact sur cette dimension). C'est pourquoi Sall et De Ketele ont avancé quatre autres facettes sur lesquelles le pouvoir d'action est plus évident ou plus immédiat. Les décideurs et les planificateurs ont le pouvoir d'affecter les ressources financières, matérielles, humaines et pédagogiques de telle sorte que le « confort pédagogique » soit plus équitable. Les formateurs ont le pouvoir de mobiliser leurs compétences afin de réduire le fossé entre les plus forts et les faibles (« équité pédagogique »), ce qui n'implique pas nécessairement une diminution de niveau, comme l'a très bien montré Bressoux (1993). Sans doute, la formation initiale et surtout la formation continue des enseignants devraient être déterminantes sur ce point. Les socio-économistes seront probablement plus sensibles à la facette productive et chercheront à voir dans quelle mesure des personnes ou groupes différenciés auront, à compétences égales au départ, les mêmes chances d'accéder aux mêmes produits de l'éducation (« équité de production »). Enfin, économistes, sociologues, psychologues et philosophes auront à cœur d'examiner dans quelle mesure les avantages du processus éducatif se

transféreront équitablement dans des avantages de développement professionnel, social et personnel (« équité d'accomplissement »).

Toute la réflexion de Sall et De Ketele les amène à penser qu'il est vain de vouloir opposer la logique de l'équité à la logique de l'efficacité, du moins si on raisonne, non pas en fonction d'effets cloisonnés et à court terme, mais dans une perspective systémique et à long terme. Si l'on tient compte de la dimension temporelle, l'efficacité ne peut atteindre certains seuils si on n'agit pas là où des progrès plus nets sont possibles (c'est d'ailleurs le sens de la création du concept de « gain relatif »); réciproquement, l'équité implique le développement des compétences de chacun, en fonction de ses potentialités différentielles. Quand aux ressources et aux coûts, il faudrait leur laisser la place qui leur convient, à savoir celle de moyens et non de fins.

Si, comme Sall et De Ketele l'ont souligné, les différents types ou différentes modalités d'efficacité, d'efficience et d'équité se réalisent toujours simultanément et entretiennent des interactions très complexes, il importe à leurs yeux :

- ni de les étudier isolément,
- ni de se contenter d'indicateurs moyens globaux (qui masquent la réalité des différenciations),
- ni de se satisfaire des seules études transversales (qui rabaissent les processus dynamiques d'évolution).

Il leur semble au contraire important de :

- mener des études longitudinales qui, à travers les cheminements et les déperditions des sujets d'une même cohorte de départ, révéleront les véritables indicateurs d'efficacité, permettant de mieux cerner l'évolution des disparités si on prend la peine de prendre l'information requise sur les caractéristiques des personnes et des groupes et d'étudier les fluctuations des indicateurs d'efficacité, d'efficience et d'équité en relation avec les ressources mobilisées dans le temps (Sall, 1996);
- conduire des études de cas approfondies pour mieux cerner la dynamique complexe qui se joue entre les phénomènes liés à ces trois concepts, car finalement il s'agit toujours de groupes différenciés et de personnes uniques, dans des contextes spécifiques dans l'espace et dans le temps.

La sous partie qui suit fait une revue de la littérature de quelques résultats de la recherche internationale sur l'efficacité des enseignants.

## **Sous partie I.2 : Les résultats de la recherche internationale sur l'efficacité des enseignants**

### **Chapitre 4 : L'effet des écoles et des enseignants sur les performances des élèves**

#### **4.1. Introduction**

Depuis la communication de l'égalité de l'opportunité éducative (« the Coleman Report ») en 1966, le débat de la politique éducative aux Etats-Unis et ailleurs a souvent été réduit à une série d'arguments simplistes et des assertions au sujet du rôle des écoles à produire la réussite. Le rapport original de Coleman (Coleman, Campbell, Hobson, McPartland, Mood, Weinfeld et York, 1966) a été soumis à une considérable critique à la fois pour la méthodologie et l'interprétation (Hanushek et Kain, 1972). La polémique a mené une nouvelle recherche très considérable mais ces travaux récents n'ont pas mis fin à ladite polémique (Hanushek, 1996 et 2003 ; Greenwald, Hedges et Laine, 1996). Ces discussions représentent le point de départ de la recherche de Rivkin et al. (2005). Le caractère de cette discussion a été fortement influencé par la recherche contradictoire. Tandis que cette recherche a fréquemment souffert des données insatisfaisantes et imprécises, la formulation des problèmes et des questions fondamentaux a été aussi importante en masquant les choix politiques importants. Cette article de Rivkin et ses collaborateurs (2005) définit une série de problèmes au sujet des performances de l'école qui relèvent de la politique courante qui discute et considère comment la performance observée de l'élève peut être utilisée pour la recherche. Ils utilisent un ensemble de données de l'unique panel des élèves du Texas pour identifier les sources des différences dans les performances scolaires des élèves et la pertinence d'un large niveau de politiques liées aux ressources de l'école.

Quelques questions très fondamentales qui ont résulté du précédent travail disponible sur la position centrale de la plupart des discussions politiques. D'abord, en partie résultant des mauvaises interprétations courantes du Rapport Coleman, les écoles « font la différence » ou pas ? Tandis qu'une étonnante polémique continue à être observée sur cette question, elle se résume en une simple question de si oui ou

non il existe des différences systématiques et significatives entre les écoles et les enseignants dans leurs capacités à augmenter les performances scolaires des élèves. En second lieu, combien sont importantes toutes les différences de la qualité de l'enseignant dans la détermination des résultats des élèves ? Enfin, existe-t-il des différences de la qualité en tenant compte des caractéristiques observables des enseignants et des écoles en incluant la taille de la classe, la formation pédagogique et l'expérience de l'enseignant ? Si oui, à combien s'élèvent ces effets ? Cette troisième question est en fait la genèse de la première parce que le Rapport Coleman a rapporté des effets relativement faibles des différences des attributs des écoles mesurés sur les performances des élèves : un résultat qui a été fréquemment interprété comme indiquant qu'il n'existe pas de différences significatives de la qualité entre les écoles.

Un ensemble de données extraordinairement riches fournissent des informations longitudinales sur les performances individuelles des élèves dans l'Etat du Texas et permettent les analyses qui rapportent les réponses tout à fait précises à chacune de ces questions. Les données contiennent les scores au test couvrant les niveaux de 3 à 7 pour trois cohortes des élèves au milieu des années 90. Les multiples cohortes et niveaux provenant des observations répétées sur plus d'un demi million d'élèves dans plus de trois mille écoles permettent l'identification et la détection de très faibles effets des enseignants et des écoles.

Un premier objectif de l'analyse empirique est d'obtenir des estimations des différences dans les contributions des enseignants à l'apprentissage des élèves qui éliminent les principales sources possibles de biais provenant de la sélection des élèves ou des tâches pratiques des enseignants. Comme le choix de la famille du voisinage et de l'école dépend des préférences et des ressources, les élèves sont distribués de façon non randomisée à travers les écoles (Tiebout, 1956). Les écoles utilisent aussi des caractéristiques des élèves comprenant des estimations, des capacités et des performances des élèves en vue de les placer dans des programmes et des classes spécifiques. Un tel choix non randomisé peut facilement biaiser des estimations des effets des écoles et des enseignants avec des influences individuelles de la famille, de l'école et des facteurs de l'environnement non mesurés.

Des observations répétées des performances pour les différents élèves et de multiples cohortes fournissent les moyens de contrôler explicitement l'hétérogénéité des élèves et en mettant ensemble la non randomisation des élèves, des enseignants et des écoles par l'utilisation des modèles des effets fixes de l'élève, de l'école par niveau, et dans certains cas des effets fixes de l'école par an et alors restent les différences qui correspondent aux gains de performances des niveaux et des cohortes aux différences dues aux caractéristiques des écoles et des enseignants. Cette variation des performances scolaires ne peut pas être entraînée par les attributs fixes des élèves telles que la capacité ou la motivation ou par les caractéristiques et les politiques de l'école qui ne varient pas et qui sont communes à travers tous les niveaux au point de vue du temps ou uniques aux niveaux spécifiques. Par ailleurs, les modèles empiriques expliquent également des influences variables dans le temps partiellement importantes non prises en compte par les effets fixes des élèves et des écoles. Par conséquent, Rivkin et ses collaborateurs (2005) peuvent identifier l'impact des écoles et des enseignants non biaisés par beaucoup d'influences familiales qui ont biaisé la recherche passée.

Les résultats indiquent de grandes différences entre les enseignants au niveau des performances scolaires et montrent que la qualité de l'enseignement à l'école primaire a pu sensiblement compenser des désavantages liés au bas niveau socio-économique. Ces différences des enseignants, cependant, ne sont pas aisément mesurées à partir des caractéristiques des enseignants et des salles de classes. Compatibles aux résultats antérieurs, il n'y a aucune preuve qui montre que le diplôme de master des enseignants améliore leur efficacité. En outre, l'expérience des enseignants n'est pas sensiblement liée aux performances scolaires des élèves après les premières années dans la profession. Ces résultats expliquent en grande partie la contradiction perçue entre le rôle des enseignants comme la principale cause qui détermine la qualité de l'école et la recherche montre que les caractéristiques observables de l'enseignant comprenant l'expérience et la formation pédagogique expliquent faiblement la variation des performances des élèves.

Les élèves semblent également être plus performants dans les classes réduites, en particulier dans les niveaux 4 et 5 par rapport aux gains obtenus grâce à une qualité plus élevée de l'enseignant, cependant, les estimations indiquent que le



coût occasionné par la réduction de la taille de la classe de 10 élèves, comme ceci a été entrepris aux Etats-Unis, produit de plus faibles avantages qu'une amélioration d'un écart type de la qualité de l'enseignant (Rivkin et al., 2005).

L'effet des écoles et des enseignants sur les performances des élèves aux Etats-Unis se focalise sur l'estimation de la limite inférieure de la variance de la qualité des enseignants et sur l'estimation de la fonction de production en éducation.

#### **4.2. Estimations de la limite inférieure de la variance de la qualité de l'enseignant**

L'estimation de la variance de la qualité de l'enseignant à l'intérieur de l'école compte sur la notion que le renouvellement du personnel enseignant augmente la variance des résultats des élèves à travers des niveaux et des cohortes dans une école. Bien que Rivkin et ses collaborateurs raffinent l'estimation ci-dessous, le modèle peut être vu directement en observant les corrélations élevées des performances des élèves à travers des cohortes pour des écoles avec le renouvellement du personnel enseignant faible (moins de 25% d'enseignants sont différents) que les écoles avec un renouvellement du personnel enseignant élevé (moins de 25% d'enseignants sont les mêmes). Les corrélations sont de 0.40 en maths et 0.26 en lecture respectivement pour le renouvellement faible du personnel des écoles et 0.22 en maths et 0.14 en lecture pour le renouvellement élevé du personnel des écoles. Bien sûr d'autres facteurs corrélés avec le renouvellement du personnel enseignant pourraient également produire ce modèle, et il est nécessaire de se tourner vers le modèle de Rivkin et ses collaborateurs, plus structuré pour identifier l'importance de la qualité de l'enseignant dans la détermination des gains des performances. Notons qu'en moyenne, approximativement un tiers des enseignants sont nouveaux au niveau et à la discipline d'enseignement chaque année. C'est le taux rudement double des participants de l'école, signifiant que les enseignants, appuyés, tendent à changer de niveaux ou de disciplines d'enseignement tous les cinq ans environ.

Les estimations de la limite inférieure de la variance de la qualité de l'enseignant concernent les estimations de base et le contrôle des caractéristiques.

#### 4.2.1. Les estimations de base

Les équations ont la même structure pour les mathématiques et pour la lecture. Les analyses des modèles des gains entre les niveaux 6 et 7 prennent les mêmes formats que ceux des niveaux 5 et 6 qui sont montrés. Pour la proportion d'enseignants différents de mathématiques ou de lecture  $\Phi$  par les enseignants et les cohortes adjacentes (c et c'), les caractéristiques prennent les formes suivantes :

$$(a) (\bar{A}_5^c - \bar{A}_5^{c'})^2 = \beta\theta\Phi_{6s}^{c,c'} + \beta x X_{6s}^{c,c'} + e_{6s}^{c,c'}$$

$$(b) [(\bar{A}_6^c - \bar{A}_5^c) - (\bar{A}_6^{c'} - \bar{A}_5^{c'})]^2 = \beta\theta\Phi_{5\text{ et }6,s}^{c,c'} + \beta x X_{5\text{ et }6s}^{c,c'} + e_{5\text{ et }6s}^{c,c'}$$

$$(c) [(\bar{A}_6^c - \bar{A}_5^c) - (\bar{A}_6^{c'} - \bar{A}_5^{c'})]^2 = \beta\theta\Phi_{5\text{ et }6,s}^{c,c'} + \delta s + \beta x X_{5\text{ et }6,s}^{c,c'}$$

où  $\delta s$  est un effet fixe pour l'école s.

L'échantillon inclut seulement les élèves qui restent dans la même école pour deux niveaux successifs, 5<sup>ème</sup> et 6<sup>ème</sup> ou 6<sup>ème</sup> et 7<sup>ème</sup>, et seulement les niveaux qui ont au moins 5 élèves avec des scores au test valides et des données disponibles sur le renouvellement du personnel enseignant.

Une observation additionnelle dans l'échantillon de lecture a été également exclue, parce que les gains moyens des niveaux étaient plus de 6 écarts types de la moyenne (plus élevés que toute autre école). Il s'est avéré qu'un seul enseignant dont le gain moyen des élèves dans l'année précédente était tout près de la moyenne et qu'il n'avait pas enseigné l'année suivante. En outre, le gain moyen dans le niveau suivant était approximativement 4 écart-types au-dessous de la moyenne, plus différent que le gain positif rapporté pour la cohorte antérieure enseignée par le même enseignant. Rivkin et ses collaborateurs croient qu'il y a la preuve primordiale de la fraude ou de mauvais codage. L'exclusion de cette observation n'a pas fait un grand impact sur les estimations excepté dans l'effet fixe complet du modèle.

Juste les niveaux 5 et 6 sont utilisés pour un petit nombre d'écoles avec tous les trois niveaux. La majorité des élèves se déplacent du primaire au collège quelques fois entre les niveaux 5 et 7. Approximativement 15% d'écoles avec au moins deux des trois niveaux dans la gamme ont tous les trois. L'échantillon final a 3.076 écoles en mathématiques et 3.086 en lecture.

Comme décrit précédemment, l'utilisation de la différence des gains entre les deux niveaux contrôle à la fois les gains des effets fixes pour les élèves et les écoles.

En conclusion, la troisième caractéristique ajoute directement un effet fixe additionnel dans la régression, identifiant la variance de la qualité de l'enseignant sur la base de la différence du taux de renouvellement du personnel entre la première et la seconde cohorte ; puis, la seconde et la troisième cohorte. Cette dernière estimation qui saisit les variations spécifiques de l'école au niveau des performances du modèle contrôle directement l'école systématiquement et des niveaux spécifiques non observables qui peuvent être corrélés avec le renouvellement du personnel. Toutes les trois caractéristiques aussi ont une variable contrôle qui identifie la comparaison précise des cohortes, l'inverse de l'inscription (parce que la variance de l'erreur de mesure de la performance des élèves est inversement proportionnelle à l'inscription), l'utilisation de l'information du 7<sup>ème</sup> niveau et de nombreux nouveaux directeurs et de surveillants. Les mesures du nouveau leadership de l'école et du district tiennent compte des facteurs politiques variant dans le temps lesquels pourraient simultanément affecter le renouvellement du personnel enseignant et les performances des élèves.

Les résultats montrent que les différences des gains des performances en mathématiques et en lecture entre les cohortes sont fortement liées au renouvellement du personnel enseignant. Tous les coefficients sont positifs et significatifs à  $p < 0.05$ , exceptés les effets fixes de l'école par niveau, le  $t$  de Student dépasse 4.5 en valeur absolue. Le déclin en grandeur du coefficient pour les caractéristiques complètes des effets fixes est significatif avec le biais induisant l'atténuation de l'erreur de mesure, mais ces caractéristiques peuvent refléter également la présence de biais des variables omises dans les autres caractéristiques. Afin d'éviter autant que possible l'introduction de tous les biais

ascendants, Rivkin et ses collaborateurs se concentrent ici sur les coefficients des effets fixes de 0.050 et 0.036. Ceux-ci impliquent les estimations de la limite inférieure de la variance de la qualité de l'enseignant à l'intérieur de l'école (mesurée dans les unités de la performance des élèves) égale à 0.0125 (0.050/4) et 0.009 (0.036/4) pour les mathématiques et la lecture respectivement. Ceci signifie qu'une augmentation d'un écart-type de la qualité moyenne de l'enseignant pour un niveau augmente la performance moyenne de l'élève dans le niveau au moins 0.11 d'écart-type de toute la distribution des scores au test en mathématiques et 0.095 d'écart-type en lecture.

Ces estimations suggèrent l'existence d'une qualité substantielle de l'enseignant dans la variation de l'école, mais elles combinent les différences moyennes à travers la distribution de l'expérience avec des différences des compétences non liées à l'expérience. Comme Rivkin et ses collaborateurs le démontrent dans l'estimation directe des fonctions de production en éducation ci-dessous, l'étude de la courbe semble être tout à fait raide dans la première ou les deux années de l'enseignement avant l'aplatissement. Comme plusieurs nouveaux enseignants à un niveau sont dans leur première année, la part de la variance, due aux différences entre les enseignants novices et ceux expérimentés, pourrait être tout à fait importante. Heureusement, Rivkin et ses collaborateurs peuvent identifier les effets des enseignants novices en incluant le changement absolu de la part des enseignants lors de leur première année comme variable additionnelle. Etant donné que ces auteurs regardent la variance des résultats à travers des cohortes, n'importe quel changement significatif vers le haut ou vers le bas dans la proportion des enseignants lors de leur première année d'expérience a un impact semblable, de ce fait, rendant la valeur absolue appropriée.

Les estimations des effets fixes individuels et de l'école incluent le changement de la part des enseignants novices suggèrent que les différences de qualité entre les enseignants novices et les enseignants expérimentés expliquent seulement 10% de la variance de la qualité de l'enseignant en mathématiques et entre 5 et 20% de la variance en lecture. L'addition du changement de la part des enseignants avec une année d'expérience (non montrée) n'exerce pratiquement aucun effet sur les estimations.

#### 4.2.2. Le contrôle des caractéristiques

L'uniformité de l'estimateur se fonde sur la supposition que le renouvellement variable du personnel est indépendant de l'erreur. Une importante menace pour la stratégie de l'estimation est la possibilité que les changements inaperçus avec le temps dans les écoles peuvent être corrélés avec le renouvellement du personnel enseignant. Un contrôle complet des facteurs de l'école variables dans le temps vient regarder le renouvellement du personnel enseignant non impliqué dans la discipline d'enseignement spécifique. Rivkin et ses collaborateurs peuvent inclure le renouvellement de l'enseignant d'anglais comme variable contrôle dans la modélisation de la performance en mathématiques et du renouvellement de l'enseignant de mathématiques dans la modélisation de la performance en lecture. Comme le renouvellement dans la discipline d'enseignement non essayée est employé pour identifier n'importe quelle rupture concomitante à l'école, le nombre d'enseignants dans cette matière n'affectera pas directement la variance des performances des élèves. Par conséquent, ce renouvellement variable du personnel n'est pas divisé par le nombre d'enseignants de la discipline d'enseignement non testée.

Les estimations générées à partir d'un petit échantillon des écoles avec des enseignants spécialistes de la discipline d'enseignement (sont définies comme écoles qui n'ont pas d'enseignants dans deux niveaux prélevés lesquels enseignent à la fois les mathématiques et l'anglais), qui est approximativement 30% de l'échantillon complet. Les résultats pour les mathématiques demeurent hautement significatifs bien qu'ils sont légèrement inférieurs dans les deux premières spécifications et sont seulement significatifs à  $p < 0.1$  dans les effets fixes du modèle complet, ce qui n'est pas étonnant étant donné la réduction substantielle de la taille de l'échantillon. Au contraire, les coefficients du renouvellement du personnel enseignant d'anglais, les régressions des scores au test en lecture deviennent tout à fait faibles et non significatives dans toutes les caractéristiques, soulevant l'inquiétude que les facteurs contradictoires dans cette méthode d'estimation pourraient entraîner les résultats. Dans cet échantillon, l'impact des enseignants non expérimentés est estimé de manière imprécise. D'une façon importante, les comparaisons à travers les caractéristiques pour l'échantillon commun indiquent que

l'inclusion d'information du renouvellement du personnel pour la discipline d'enseignement non testée n'exerce pratiquement aucun effet sur l'estimation de l'autre renouvellement du personnel dans l'un ou l'autre effet fixe des caractéristiques.

La question qui demeure est de savoir pourquoi les estimations sont uniformément plus petites que celles rapportées. Une importante différence entre les échantillons est le solde entre le 5<sup>ème</sup> et le 7<sup>ème</sup> niveaux des salles de classes. C'est presque toujours le cas des lycées qui emploient les enseignants spécifiques des disciplines d'enseignement. En conséquence, la grande majorité des écoles avec des enseignants spécifiques aux disciplines d'enseignement incluent les niveaux 6 et 7, alors que la majorité des écoles de l'échantillon incluent les niveaux 5 et 6. Des différences systématiques par niveau des effets des enseignants sur les scores aux tests pourraient donc expliquer le modèle observé des résultats.

Les coefficients suggèrent que la variance de la qualité de l'enseignant diminue en mathématiques alors que les élèves progressent au niveau de l'école, bien que l'interaction devienne non significative dans l'effet fixe du modèle complet. D'autre part, il apparaît que les différences de qualité des enseignants à l'intérieur des écoles sont tout à fait significatives en lecture à l'école primaire mais expliquent peu ou pas la variation des résultats au lycée. Dans tous les deux cas, le modèle des estimations explique les différences. Intéressant, ce modèle des effets qui diminuent répétera lui-même l'estimation de la fonction de production ci-dessous, suggérant que les différences de la qualité de l'école ou bien de l'enseignant exercent des effets beaucoup plus faibles sur les performances au lycée ou que les résultats au test réalisent un effet médiocre des différences de la qualité de l'école dans ces niveaux.

Il reste une autre source potentielle de biais qui peut être examinée. Bien que les contrôles pour tous les changements concomitants au renouvellement du personnel enseignant examinent le problème des variables omises, ils ne résolvent pas le problème potentiel de l'attribution non aléatoire de l'enseignant décrite ci-dessus. Comme remarqué précédemment, l'estimation compte sur la supposition que le renouvellement du personnel enseignant n'est pas corrélé avec la qualité et

n'est pas fortement prise en compte aux extrémités de la distribution de la qualité. Depuis que l'estimateur de Rivkin et ses collaborateurs ont identifié par la supposition des départs aléatoires, ces auteurs ne peuvent pas tester aisément cette supposition dans leur modèle des données.

Heureusement, ils ont élaboré, pour un large district scolaire du Texas, quelques données additionnelles qui lient les gains des scores aux tests des élèves avec les différents enseignants. Ces données sont décrites par Rivkin et ses collaborateurs (2005).

Bien qu'ils ne peuvent pas expliquer la sélection non observable dans les classes, l'erreur échantillonnale, et les autres facteurs auxquels ils se font du souci explicitement dans cet article, ils ne peuvent pas employer ces données pour calculer une mesure de la qualité de l'école : les gains moyens des performances des élèves pour chaque enseignant moins la moyenne pour tous les enseignants dans la même école, par an. Ils peuvent alors calculer des probabilités d'attrition basées sur cette mesure de la qualité et utiliser ces probabilités pour estimer l'impact de cette attrition non aléatoire sur leur estimateur de la variance de la qualité de l'enseignant.

L'échantillon inclut tous les enseignants dans les niveaux 4-8 dans un grand district du Texas. La mesure de la qualité est la différence entre le gain moyen de l'élève en mathématiques pour un enseignant et le gain moyen pour tous les autres enseignants dans l'école. Ces gains relatifs sont divisés en 20 intervalles égaux, et l'index pour chaque intervalle est l'intervalle moyen. La fréquence est le pourcentage de tous les enseignants dans la ville et dans le niveau, et le taux de sortie est le pourcentage des enseignants qui quittent l'école à la fin de l'année.

Dans chaque niveau ils emploient le gain moyen comme index de la qualité. Depuis la division dans 20 niveaux arbitraires, ils examinent la sensibilité des résultats aux changements dans le nombre d'intervalles.

Avec des départs aléatoires, il n'y aurait aucune différence systématique dans la probabilité de la sortie. Ceci ne semble pas probablement être le cas, pendant que l'attrition diminue clairement avec la qualité, en partie étant donné que d'abord les

enseignants ont, la première année, l'attrition la plus élevée. Ensuite, l'attrition ne semble pas être concentrée dans les extrémités de la distribution. Notons qu'il y a très peu d'enseignants dans les plus bas niveaux de la qualité, le taux de sortie étant estimé à 42.9%.

L'estimateur de la qualité de l'enseignant est dérivé de l'équation (1) :

$$(1) E[(\Delta \bar{A}_{gs}^c - \Delta \bar{A}_{g's}^c) - (\Delta \bar{A}_{gs}^{c'} - \Delta \bar{A}_{g's}^{c'})]^2 = 4(\delta_{\theta s}^2 - \delta_{\theta s \theta s}^{c' c'}) + E(e_s),$$

là où  $\delta_{\theta s}^2$  est la variance de la qualité de l'enseignant dans l'école  $s$  et  $\delta_{\theta s \theta s}^{c' c'}$  est la covariance de la qualité de l'enseignant à travers des cohortes dans une école.

Cette équation suppose que l'erreur n'est pas en corrélation avec le renouvellement du personnel enseignant. Si, cependant, il y a l'attrition systématique de l'enseignant qui varie par la qualité, l'estimateur ne pourra pas être à la longue une limite inférieure mais pourra en fait surestimer la variance de la qualité. Cette caractéristique pourrait être le cas si l'attrition est concentrée dans les extrémités de la distribution de la qualité. Il est normal de penser à ceci comme le problème de sélection de l'échantillon où les enseignants qui partent ont une distribution différente en termes de la qualité que ceux qui restent. Ainsi, les écoles avec un renouvellement du personnel tendraient à avoir une distribution différente de la qualité des enseignants.

La nature du problème avec l'attrition sélective utilisant l'estimateur de Rivkin et ses collaborateurs est la plus facile, à voir la comparaison la plus simple de la différence au carré des gains dans le niveau  $g$  pour les cohortes successives, bien qu'elle généralise facilement l'estimateur complet. La soustraction du gain moyen du 5<sup>ème</sup> niveau au gain moyen du 6<sup>ème</sup> niveau pour une cohorte enlève tous les effets fixes de l'élève et de l'école (y compris les pratiques globales de l'allocation) mais n'examine pas les problèmes liés aux départs non aléatoires des enseignants.

L'impact potentiel de l'attrition sélective est directement vu à partir d'une simple simulation utilisant une distribution trinômiale de la qualité.



Avec la distribution de nouvelles allocations des emplois et des services qui a une variance de la qualité égale à 0.5, il est possible de simuler l'estimateur de la qualité de l'école à la fois avec des départs aléatoires et avec des départs systématiques qui diffèrent à travers la distribution.

D'abord, Rivkin et ses collaborateurs considèrent l'estimateur du renouvellement du personnel et de la variance de la qualité de l'enseignant quand il y a des départs aléatoires. Ils commencent par la distribution de la qualité de l'enseignant et supposent alors que les enseignants partent aléatoirement et sont remplacés par un choix aléatoire des enseignants. En conséquence, il y a 9 transitions possibles, trois pour chacun des niveaux de la qualité dans la période 0.

Dans ce simple exemple de niveau, la différence prévue de la période 0/période 1 de la qualité est deux fois la variance de la qualité de l'enseignant (au lieu de quatre fois la variance comme dérivée dans l'estimateur complet qui considère les écarts à travers des niveaux et des cohortes). L'estimateur rapporte la vraie variation de la qualité quand il y a l'allocation des emplois et des services ainsi que des départs aléatoires.

Ils considèrent, cependant, l'estimateur identique avec des départs fortement non aléatoires caractérisés par des probabilités de départ de 0.5 ; 0.0 ; et 0.5 pour trois groupes de la qualité.

Si les départs étaient concentrés dans les extrémités de la distribution, la méthode de Rivkin et ses collaborateurs exagérerait la variance de la qualité de l'enseignant de près de 50% : 0.75 au lieu de 0.50. Il importe de noter que ce biais ascendant surgirait également si tous les départs étaient concentrés dans seulement une des extrémités de la distribution.

Généralement, si l'attrition est mesurée vers les extrémités de la distribution de la qualité, l'estimateur basé sur le renouvellement du personnel tendra à surestimer la variance de la qualité, et le contraire aura lieu si l'attrition est concentrée au centre de la distribution de la qualité.

Rivkin et ses collaborateurs emploient maintenant la méthode développée dans les simulations pour estimer le biais présenté par des écarts du départ aléatoire du type observé. L'attrition non aléatoire mène à une augmentation très faible (moins de 1%) de l'écart type prévu de la qualité de l'enseignant.

Les estimations de l'écart standard de la qualité de l'enseignant calculée à partir de la différence au carré de la qualité pendant les périodes 0 et 1, basée sur des distributions observées de la qualité et les taux de départ de l'enseignant tiennent également compte si le nombre des intervalles de la qualité est doublé ou triplé ou si les observations dans les extrémités de la distribution sont maintenues dans l'échantillon. Par conséquent, même si l'attrition aléatoire pour l'échantillon complet n'est concentrée dans les extrémités que pour ce seul grand district, il est extrêmement peu probable qu'elle introduise beaucoup de biais ascendants. Il importe de noter que les estimations de la variation de la qualité à l'intérieur de l'école, basée sur la qualité des différents enseignants, sont trois fois plus grandes que la limite inférieure estimée par Rivkin et ses collaborateurs. Naturellement, ces estimations ne traitent pas les effets de la sélection qui sont au cœur de cette estimation-ci. Ils incluent également l'erreur de mesure potentiellement importante.

Un contrôle final robuste examine seulement des écoles avec un seul enseignant par niveau. Cet échantillon tout à fait choisi produit de grandes estimations positives et significatives en mathématiques et en lecture des effets fixes individuels et de l'école. Toutes les équations incluent l'inverse du nombre d'élèves, du nombre de nouveaux directeurs et surveillants dans l'école pendant des années adjacentes, et une variable contrôle de la cohorte. La taille de l'échantillon est de 294 pour les caractéristiques en mathématiques et de 300 en lecture. Les scores décrivent les caractéristiques de l'estimation.

Comme on peut s'y attendre, étant donné les dimensions de l'échantillon extrêmement petites, les estimations des effets fixes des caractéristiques demeurent positives mais sont tout à fait imprécises.

D'une manière importante, l'ampleur réelle de la variance de la qualité de l'enseignant en mathématiques et en lecture est susceptible d'être plus grande que

les estimations présentées ici. D'abord, les suppositions identifiées sont susceptibles d'être rejetées dans le cas où ces biais diminuent vers le bas les différences réelles de la qualité de l'enseignant dans les écoles. En second lieu, les mesures du renouvellement du personnel enseignant et du nombre d'enseignants contiennent probablement une certaine erreur et le rapport des deux peut en fait avoir la mesure substantielle d'erreur qui atténuerait probablement les coefficients. Par exemple, l'exclusion des écoles avec de grands changements du nombre d'enseignants dans un niveau d'année en année, un indicateur des données problématiques, tend à augmenter l'ampleur des coefficients et pratiquement la précision de toutes les estimations. En conclusion, Rivkin et ses collaborateurs se concentrent juste sur un composant de la variance de la qualité de l'enseignant, la variance de l'école. Toute variation à l'intérieur de l'école de la qualité de l'enseignant est ignorée – non en raison d'une croyance qu'elle est petite, mais plutôt parce qu'elle ne peut pas être aisément séparée d'autres facteurs. Ainsi, il peut y avoir peu de doutes que la qualité de l'enseignant est une cause importante dans la détermination des performances en mathématiques et en lecture à l'école primaire et au lycée.

Les estimations de la fonction de production en éducation sont relatives aux caractéristiques empiriques des modèles de ressources et à l'impact des caractéristiques de l'enseignant et de l'école.

#### **4.3. Estimations de la fonction de production en éducation**

La supposition implicite fréquemment utilisée que les écoles sont des établissements homogènes est clairement contredite par la conclusion d'une substantielle hétérogénéité de la qualité des enseignants à l'intérieur d'une école. Ces résultats diffèrent également avec des différences prévues beaucoup plus petites de la qualité de l'enseignant et de l'école qui viennent des recherches qui investiguent les effets des caractéristiques spécifiques de l'école et de l'enseignant. Néanmoins, comme les salaires des enseignants sont étroitement liés à l'expérience et à l'enseignement formel et parce que la réduction de la taille des classes a été largement discutée et souvent utilisée comme un outil politique, une meilleure compréhension des effets de ces derniers facteurs spécifiques demeure importante. Au point de vue politique, une comparaison des coûts et des avantages de plus petites

classes ou des enseignants plus instruits et plus expérimentés avec ceux de la qualité générale de l'enseignant améliorée serait en particulier instructive (Rivkin et al., 2005).

La principale préoccupation est que l'une ou l'autre règle explicite d'attribution des ressources telle qu'une provision de fonds compensatoires pour de faibles performances ou des problèmes de variables omises pourraient masquer ou déformer les véritables impacts causaux. Un ensemble de recherches plus récentes se focalisent spécifiquement à l'identification des facteurs qui mènent à la variation exogène de la taille de la classe en vue de découvrir les impacts causaux. Différentes approches ont été appliquées pour identifier l'influence causale des ressources de l'école comprenant des approches des variables instrumentales comptant sur diverses circonstances des établissements scolaires (par exemple, Angrist et Lavy, 1999 ; Feinstein et Symons ;, 1999 ; Hoxby, 2000 ; Dobbelsteen, Levin et Oosterbeek, 2002 ; Robertson et Symons, 2003 ; et Bonesrønning, 2004), la considération directe et des facteurs de sélection potentiels avant le traitement (Dearden, Ferri et Meghir, 2002).

Malheureusement, l'identification de véritables déterminants exogènes de la taille de la classe, ou de l'attribution des ressources plus généralement, est suffisamment rare. Ceci compromet la capacité d'obtenir des estimations conformes de l'effet des ressources et peuvent limiter la généralisabilité de tous les résultats :

#### 4.3.1. Les caractéristiques empiriques des modèles des ressources

L'équation (2) décrit le modèle empirique à valeur ajoutée qui forme la base de l'examen de l'effet des ressources de l'école sur les performances.

$$(2)\Delta A_{ijgs}^c = SCH_{gs}^c\lambda + X_{ig}^c\beta + \gamma_i + \delta_{sy} + W_{gs} + \nu_{ijgs}^c,$$

où  $\gamma_i + \delta_{sy} + W_{gs} + \nu_{ijgs}^c$  est l'erreur composite et  $\Delta A_{ijgs}^c$  est le gain de performances de l'élève pour l'individu  $i$  dans la cohorte  $c$  avec le professeur  $j$  dans le niveau  $g$  de l'école  $s$ .

C'est la version modifiée de l'équation (3)  $\Delta A_{ijgs}^c = \gamma_i + \theta_j + \delta_s + \nu_{ijgs}^c$ , qui ajoute un vecteur des caractéristiques des ressources de l'école (SCH), mesuré par

niveau et à un effet observable, et des caractéristiques familiales variables dans le temps (X). Les caractéristiques de la famille incluent des indicateurs variables pour les élèves qui changent d'école et les élèves qui sont éligibles pour recevoir un déjeuner libre ou à prix réduit. Des caractéristiques des enseignants et de l'école sont calculées séparément pour chaque niveau et la discipline d'enseignement, et elles incluent la taille moyenne de la classe dans les salles de classes régulières, la proportion des enseignants avec le diplôme de master, et la proportion d'enseignants qui sont dans 4 niveaux d'expérience : zéro année, une année, deux années, et trois ou quatre années (avec le niveau omis de cinq ans et plus).

L'équation (3) décrit une décomposition de la production en éducation dans le niveau g et dans une série de facteurs fixes et variables dans le temps :

$$(3)\Delta A_{ijgs}^c = \gamma_i + \theta_j + \delta_s + \nu_{ijgs}^c$$

Le gain des scores au test dans le niveau g est décrit comme une fonction additive des effets fixes de l'élève ( $\gamma$ ), de l'enseignant ( $\theta$ ) et de l'école ( $\delta$ ) avec une erreur aléatoire ( $\nu$ ) qui est un composé des composants variables dans le temps. Les composants fixes des élèves comprennent les innombrables influences familiales comprenant l'éducation parentale et le revenu permanent qui affectent la vitesse d'apprentissage ; le facteur fixe de l'école incorpore les effets des caractéristiques stables de l'école comprenant des ressources, les pairs, les programmes d'études, etc. En conclusion, le composant de l'enseignant comprend la qualité moyenne de l'enseignant j, avec le temps. Naturellement, les familles, les écoles, et les enseignants, tous, changent d'année en année, et de tels changements suscitent une attention considérable dans l'analyse ci-dessous.

L'équation (3) n'est pas prévue pour être un modèle complet du processus qui détermine les performances, et d'ailleurs Rivkin et ses collaborateurs (2005) n'essaient pas d'identifier chacun des composants séparés. En revanche, l'équation fournit un cadre pour des modèles spécifiques employés pour étudier les effets des différences de la qualité des enseignants et des ressources des écoles. Rivkin et ses collaborateurs, par exemple, n'ont distingué aucun rôle des districts (cantons) scolaires.

Beaucoup de politiques scolaires – l'équipement, les programmes d'études, la structure de l'école, etc. – émanent des districts scolaires et produisent des éléments fréquents des effets de l'enseignant et de l'école spécifiés dans l'équation (3).

Le rôle de l'environnement du district et des politiques est une matière que Rivkin et ses collaborateurs ont l'intention de poursuivre dans l'avenir. Cette analyse, cependant, exige une stratégie d'estimation différente qui, d'une manière importante, ne permet pas l'identification précise des influences de l'enseignant qu'ils poursuivent ici.

Le modèle impose également l'acceptation de la séparabilité additive afin de simplifier la présentation. Les auteurs explorent la possibilité des effets des ressources de l'école laquelle varie en fonction des caractéristiques des élèves, en tenant compte du type généralement cité de la complémentarité potentielle. En outre, Rivkin et ses collaborateurs reconnaissent que l'interaction des enseignants avec des élèves affecte la vitesse moyenne d'apprentissage dans une école et l'inclusion des effets fixes de l'école et par niveau comprend toutes les différences qui sont maintenues à travers la période d'observation.

Comme Boozer et Rouse (1995) et d'autres l'ont précisé, il est important de séparer les élèves de l'enseignement régulier de ceux de l'enseignement spécial, parce que la taille de la classe et probablement d'autres caractéristiques diffèrent nettement par la population servie et parce que les élèves de l'enseignement spécial sont beaucoup moins probables à passer des examens. Si la proportion des élèves dans l'enseignement spécial où l'espace entre la classe régulière et la taille de la classe de l'enseignement spécial diffère à travers des écoles, les estimations de l'effet de la taille de la classe basée sur la moyenne de l'école pourraient être biaisées. La mesure de la taille de la classe de Rivkin et ses collaborateurs est la taille moyenne de la classe pour les salles de classes régulières dans les niveaux et les disciplines d'enseignement spécifique. Les classes à but spécial et la performance des élèves de l'enseignement spécial et les élèves à compétences limitées en Anglais (Limited English Proficiency) sont exclus de cette estimation. En même temps, les élèves de l'enseignement spécial dans les salles de classes régulières sont inclus dans le calcul de la taille de la classe parce qu'ils affectent les ressources assignées aux élèves de l'enseignement régulier dans les salles de classes.

L'inclusion des pourcentages des enseignants de 5 à 9, et 20 et plus années d'expérience en tant que niveaux séparés n'a pas changé des résultats, et l'hypothèse selon laquelle les enseignants de 5 à 9 ou 20 et plus années d'expérience ont un impact différent de ceux avec 10 années ou plus d'expérience a été rarement rejetée à n'importe quel niveau de signification conventionnelle. Les estimations de la taille de la classe et de la formation pédagogique de l'enseignant également sont demeurées sans changement si une expérience moyenne était employée à la place des niveaux d'expérience.

Les termes de l'erreur composite devraient être réinterprétés comme composants non observés des élèves et des écoles. Notons que Rivkin et ses collaborateurs ont ajouté deux termes additionnels de l'erreur : effets fixes de l'école par an ( $\bar{\sigma}_{sy}$ ) et les effets fixes de l'école par niveau ( $W_{gs}$ ). Ceux-ci absorbent les effets fixes de l'école précédemment considérés.

A la différence de beaucoup de recherches en éducation, Rivkin et ses collaborateurs se concentrent spécialement sur de réelles tailles de classes rapportées par les enseignants des salles de classes régulières plutôt que les rapports élèves/enseignant plus courants pour une école. De plus, une attention considérable est faite sur l'élimination de l'erreur de mesure dans les variables de l'école. Rivkin et ses collaborateurs ont accès à l'information longitudinale sur les données clés et peuvent donc ajuster des rapports pour les contradictions qui se produisent avec le temps.

Pratiquement, toutes les analyses antérieures des effets des ressources de l'école ont estimé des caractéristiques semblables à l'équation (2) sous la forme de niveau ou de croissance, mais aucune n'a pu être capable d'expliquer tous les composants fixes des termes de l'erreur composite. L'élimination de ces facteurs dans l'estimation de l'équation (2) dresse pratiquement tous les soucis typiquement soulevés au sujet de la fonction de production en éducation. Par exemple, les arguments au sujet de la simultanéité surgissant dans les attributions de ressources compensatoires basées sur les performances des élèves sont directement éliminés puisque le niveau et le taux prévu des gains de performances pour chaque élève sont

explicitement traités par la recherche sur les  $\Delta A$  et l'estimation des différents  $\gamma_i$ . Le déplacement des effets fixes de l'école pourrait aussi contrôler les caractéristiques de l'école, invariables dans le temps, qui pourraient être liées aux caractéristiques incluses de l'enseignant et de l'école.

Bien que le déplacement de simples effets fixes de l'école ( $\delta_s$ ) pourrait éliminer les influences confuses des effets fixes de l'école comprenant le programme d'études, les facteurs du voisinage, les caractéristiques des pairs, le leadership de l'école et du district, et l'organisation de l'école, les changements avec le temps d'autres facteurs de l'école peuvent être corrélés aux changements des caractéristiques incluses de l'enseignant et de l'école. Considérer la possibilité que d'autres événements dans une école – les changements du leadership, les développements curriculaires, les perceptions et les flux des élèves – influencent directement les performances et sont corrélés avec des changements des caractéristiques de l'école et de l'enseignant. D'une manière importante, la disponibilité d'un certain nombre de cohortes permet l'inclusion des effets fixes de l'école par an ( $\delta_{sy}$ ) plutôt que des effets fixes simples de l'école dans certaines caractéristiques afin d'expliquer de tels changements systématiques d'année en année dans les facteurs de l'école. Tout modèle des événements ou des politiques courantes au contexte et de l'école sera éliminé, et les estimations sont seulement identifiées par des différences à l'intérieur de l'école par an à travers des niveaux. Moins substantiellement, Rivkin et ses collaborateurs tiennent également compte des changements dans le temps des tests par l'inclusion d'un effet fixe pendant l'année pour chaque discipline d'enseignement d'un test de niveau ( $\lambda_{gy}$ ).

Rivkin et ses collaborateurs croient qu'un argument extrêmement convaincant peut être que les différences qui restent dans la taille de la classe et d'autres caractéristiques de l'enseignant émanent de deux sources non biaisées: les différences aléatoires entre les cohortes dans le nombre d'élèves qui transfèrent dans ou hors de l'école comme les élèves grandissent (c'est-à-dire des changements d'inscription) ; et des changements d'école ou du district induits par des politiques de la taille de la classe qui sont peu susceptibles d'être systématiquement liés aux composants d'erreur variables dans le temps des différents élèves, contrôlant les effets fixes de l'élève et de l'école par an dans les gains des performances.



L'impact des caractéristiques de l'enseignant et de l'école s'intéresse ici à la taille de la classe et aux caractéristiques des enseignants.

### **4.3.2. L'impact des caractéristiques de l'enseignant et de l'école**

#### **4.3.2.1. La taille de la classe**

L'analyse de la relation entre les caractéristiques de l'enseignant et de l'école sur les gains des scores aux tests en mathématiques et en lecture du 4<sup>ème</sup> au 7<sup>ème</sup> niveau indique des effets de la taille de la classe statistiquement significatifs à la fois sur les gains de performance en mathématiques et en lecture, mais l'impact diminue nettement lorsque les élèves progressent au niveau de l'école et tend à être plus petit et moins significatif en lecture qu'en mathématiques. La discussion se concentre sur le modèle qui exclut les effets fixes de l'école par an, parce que les estimations du 4<sup>ème</sup> niveau ne peuvent pas être produites pour les modèles qui contiennent des effets fixes par niveau avec la simple cohorte du 4<sup>ème</sup> niveau disponible.

Les effets prévus de la taille de la classe sont tout à fait semblables quantitativement et qualitativement à travers les caractéristiques qui incluent les effets fixes de l'élève ou de l'école par an. Cependant, l'addition des effets fixes de l'école par niveau réduit sensiblement l'ampleur et les niveaux de signification des estimations en mathématiques et cependant pas en lecture. Néanmoins, la taille de la classe continue à exercer un effet significatif sur les performances en mathématiques dans les niveaux 5 et 6. Il n'est pas possible de savoir le point auquel le changement des effets fixes de l'école par niveau résulte de l'élimination d'autres biais par opposition à l'exacerbation des problèmes avec l'erreur de mesure.

Les coefficients de la taille de la classe, à la fois aux 4<sup>ème</sup> et 5<sup>ème</sup> niveaux, sont fortement significatifs en mathématiques et en lecture, cependant, l'ampleur des effets au 5<sup>ème</sup> niveau est approximativement trois quarts aussi grande que celle pour le 4<sup>ème</sup> niveau en mathématiques et moins de la moitié en lecture. Les effets au 6<sup>ème</sup> niveau sont tout à fait petits, et la taille de la classe au 7<sup>ème</sup> niveau semble exercer peu d'effets systématiques sur les performances. Rivkin et ses collaborateurs discutent

l'importance de ces estimations ci-dessous. Notons que les très grands échantillons permettent l'estimation précise des effets tout à faits légers de moins de 0.004 écarts-types.

Le modèle des effets prévus de la taille de la classe indique également l'importance de contrôler les effets fixes de l'élève. L'inclusion des effets fixes de l'élève triple le coefficient au 4<sup>ème</sup> niveau et plus de deux fois le coefficient au 5<sup>ème</sup> niveau. Les estimations, progressivement plus rigoureuses, qu'on a trouvées introduisent la stabilité dans les estimations. Cependant, des coefficients encore peu significatifs dans les effets fixes du modèle complet en mathématiques sont compatibles à la possibilité que les effets fixes de l'école par an aggravent ensemble les problèmes liés à l'erreur de mesure, mais les résultats en lecture vont dans la direction opposée.

Une question importante souvent étudiée est celle de savoir si les élèves à revenu modeste bénéficient de plus grandes prestations de la réduction de la taille de la classe. Afin d'examiner cette affirmation, Rivkin et ses collaborateurs ont détendu la restriction que les effets de la taille de la classe étaient identiques par le revenu (mesurée par l'acceptabilité subventionnée du déjeuner). Les résultats ne font pas généralement soutenir la croyance que les effets de la taille de la classe sont sensiblement plus grands pour les élèves désavantagés (déjeuner subventionné éligible). Les effets de la taille de la classe sont approximativement 20% plus grands pour les élèves désavantagés du 4<sup>ème</sup> niveau mais réellement plus petits au 5<sup>ème</sup> niveau. Le modèle de niveau et les résultats comparables en mathématiques et en lecture sont semblables aux résultats.

Une perspective potentielle sur les estimations vient du projet STAR, une expérience randomisée assignée à la réduction de la taille de la classe et conduite au Tennessee (Word, Johnston, Bain, Fulton, Zaharies, Lintz, Achilles, Folger, and Breda, 1990). Le projet STAR, une expérience randomisée a été assignée à un large groupe d'élèves du jardin d'enfants aux tailles de classes régulières (22-25 élèves), les tailles de petites classes (13-17 élèves). Elle a été conçue pour suivre ces élèves à travers trois niveaux, mais il y avait des problèmes d'attribution significatifs et des additions subséquentes des élèves à l'expérience. Des tests de performances ont été donnés à

la fin de chaque niveau et une comparaison a prouvé que les élèves dans de petites classes ont surpassé ceux des classes régulières lors de leur première année expérimentale (K ou 1) mais qu'aucun gain additionnel n'a été fait (Hanushek, 1999 ; et Krueger, 1999).

Tandis que ces résultats expérimentaux ne sont pas directement comparables parce qu'ils considèrent juste les niveaux de K à 3 (le jardin d'enfant au troisième niveau), ils indiquent qu'aucune réduction de 8 élèves par classe du jardin d'enfants rapporte des gains de performance en mathématiques et en lecture de 0.17 écarts-types, qui est approximativement 60% plus grande que le résultat du 4<sup>ème</sup> niveau en mathématiques et en lecture. Cependant, la contradiction plus profonde ne peut pas être résolue ici parce que les résultats expérimentaux indiquent que pratiquement tous les gains de performance du STAR sont associés à la première année des petites classes – généralement les jardins d'enfants ou le premier niveau – et les petites classes ne suivent pas de traitements (Krueger, 1999), alors que Rivkin et ses collaborateurs constatent que de plus petites classes ont toujours un effet aux 4<sup>ème</sup> et 5<sup>ème</sup> niveaux.

L'expérience STAR indique également la variation très grande de la performance de l'élève à travers différentes salles de classes. Spécialement, toute randomisation s'est produite chez chaque école expérimentale, et les élèves dans les grandes classes ont surpassé les camarades des petites salles de classes dans presque la moitié des écoles (Hanushek, 1999). Cette conclusion expérimentale est compatible aux conclusions selon lesquelles les différences de la qualité de l'enseignant sont tout à fait grandes dans les écoles.

Les estimations des effets fixes de l'école par an fournissent la base pour une simple comparaison des solutions politiques de rechange. Tandis que c'est difficile d'estimer le coût pour améliorer la qualité de l'enseignant, les estimations de Rivkin et ses collaborateurs de la limite inférieure de la variation de la qualité de école indiquent que cette qualité vaut au moins 0.11 écarts types plus haut l'augmentation annuelle en lecture à l'école primaire. Cette importance de changement est équivalente à une réduction de la taille de la classe de 10 élèves approximativement au 4<sup>ème</sup> niveau et de 13 élèves ou plus au 5<sup>ème</sup> niveau, et un nombre largement non plausible au 6<sup>ème</sup>

niveau. Au 7<sup>ème</sup> niveau, il ne semble y avoir aucun avantage significatif des plus petites classes en mathématiques tandis que ni la taille de la classe ni la qualité de l'enseignant en lecture ne semble exercer un effet substantiel sur les performances. Notons que ces comparaisons ne présument à la fois aucun changement lié à la qualité de l'enseignant et des effets linéaires de la taille de la classe ; pour ce dernier, les estimations semi paramétriques apparaissent raisonnables entre 10 et 35 élèves.

#### **4.3.2.2. Les caractéristiques de l'enseignant**

Les résultats pour l'expérience de l'enseignant soutiennent généralement la notion que les enseignants, au début et à un moindre degré, à la 2<sup>ème</sup> ou à la 3<sup>ème</sup> année, performant significativement plus mal que les enseignants plus expérimentés. Il peut y avoir quelques gains additionnels de l'expérience pendant une ou deux années suivantes, mais les avantages prévus des effets fixes des caractéristiques des enseignants sont petits et pas statistiquement significatifs à la fois en mathématiques et en lecture. Semblables au cas de la taille de la classe, les résultats du modèle complet des effets fixes des caractéristiques des enseignants sont beaucoup plus faibles que dans les autres modèles des effets fixes, compatibles avec l'idée que les effets fixes multiples peuvent aggraver des problèmes avec l'erreur de mesure. L'addition des effets fixes de l'école par niveau réduit l'ampleur de tous les coefficients, et seulement l'effet prévu de la proportion de nouveaux enseignants sur les gains de performances en mathématiques est significatif.

D'une manière importante, l'effet de l'expérience de l'enseignant combine conceptuellement deux phénomènes très distincts. D'abord, les nouveaux enseignants, aux Etats-Unis, peuvent devoir passer par une période d'ajustement où ils apprennent le métier d'enseignement avec l'ajustement sur d'autres aspects du premier travail. En second lieu, un certain nombre de nouveaux enseignants découvrent qu'ils ne sont pas bons pour enseigner et quittent la profession dans les premières années. Entre l'entrée et la fin de 2 ans, 18% d'enseignants quitteront les écoles de l'Etat du Texas, et encore 6% changeront de districts (Hanushek, Kain et Rivkin, 2004). Les paramètres prévus combinent les effets de la formation continue, de la sortie sélective et de la mobilité.

Les estimations à la fois en mathématiques et en lecture indiquent que la formation continue est l'élément dominant de l'effet de l'expérience. D'une manière importante, ces résultats suggèrent également que la qualité moyenne des enseignants qui quittent l'enseignement après un an est semblable à celle de ceux qui restent, fournissant l'appui additionnel pour la validité des estimations de la variance de la qualité de l'enseignant.

En conclusion, compatibles aux travaux précédents, il y a peu ou pas de preuve que le diplôme de master augmente la qualité de l'enseignant. Toutes les estimations sont petites (ou négatives) et statistiquement non significatives (Rivkin et al., 2005).

L'effet de la formation des enseignants et de la taille de la classe sur les résultats des élèves en France se concentre sur les méthodes statistiques utilisées et sur les principales estimations des résultats selon les caractéristiques des enseignants et des classes.

## **Chapitre 5 : L'effet de la formation des enseignants et la taille de la classe sur les résultats des élèves**

### **5.1. Introduction**

La littérature sur les effets de la taille de la classe sur l'apprentissage des élèves est énorme. Pourtant, il n'y a aucun consensus sur l'impact de la taille de la classe (Ehrenberg, Brewer, Gamoran et Willms, 2001). Quelques économistes, qui ne croient pas beaucoup que la petite taille de la classe peut améliorer les performances des élèves, ou qui constatent que c'est une politique très coûteuse, argumentent que d'autres politiques, ne comptant pas sur la réduction de la taille de la classe, telle que l'amélioration de la qualité de l'enseignant, sont plus importantes.

La compréhension du rapport entre les caractéristiques des enseignants et les performances des élèves est évidemment d'une importance primordiale dans l'analyse du système éducatif. La recherche sur cette question s'est souvent concentrée sur des caractéristiques spécifiques tels que les diplômes, l'expérience et les salaires des enseignants. Peu d'études ont spécifié l'impact de la formation sur place de l'enseignant dans les pays développés. Angrist et Lavy (2001) présentent une estimation de l'effet de la formation pédagogique de l'enseignant en service dans les écoles de Jérusalem. Ils constatent que l'effet causal du programme sur les scores du test des élèves est positif et significatif. L'analyse de la rentabilité suggère que la formation pédagogique de l'enseignant peut fournir plus de moyens moins coûteux pour améliorer des scores de performance des élèves que la réduction de la taille de la classe ou l'ajout des heures supplémentaires de cours à l'école.

En France, la plupart des études sur des enseignants ont étudié des pratiques d'enseignement, et peu de travaux empiriques ont examiné les conséquences de la formation et de l'expérience des enseignants sur les résultats des élèves. Bressoux (1996) comble en partie cette lacune. Afin d'étudier l'effet de la formation et de l'expérience des enseignants sur les performances des élèves du 3<sup>ème</sup> niveau, il emploie une enquête spécifique sur les élèves du 3<sup>ème</sup> niveau et des enseignants en 1991, avec un plan quasi-expérimental. Cette source de données inclut trois types d'enseignants : enseignants novices non formés, enseignants novices formés et les

enseignants expérimentés. Bressoux constate que la formation améliore les scores des élèves en mathématiques. L'expérience semble également avoir un impact positif sur les performances des élèves.

D'une manière importante, cependant, l'expérience utilisée dans l'étude ci-dessus n'est pas randomisée. La situation idéale comporterait l'attribution aléatoire des élèves aux différents types d'enseignants. En fait, Bressoux (1996) prouve que les classes diffèrent selon le statut et l'expérience de l'enseignant ainsi que la formation ou non de l'enseignant novice. Par conséquent, en l'absence de l'attribution aléatoire, Bressoux estime l'impact de la formation en utilisant des régressions et en contrôlant de nombreuses variables. L'effet prévu est la seule cause si aucune caractéristique non observée de l'élève ou de la classe n'est corrélée avec le type d'enseignant et avec les scores du test de l'élève. Autrement, les estimations sont potentiellement biaisées.

Cet article emploie les mêmes données, mais se fonde sur une méthodologie qui prend soin de la conception non-randomisée. L'idée vient de la spécificité des enseignants expérimentés. Le fait que l'attribution des classes n'est pas aléatoire, dans Bressoux (1996), elles ont un impact sur les résultats de leurs élèves. Cet article examine également d'autres caractéristiques de la classe, plus en particulier la taille de la classe. En effet, en excluant les enseignants expérimentés, il s'avère que la taille de la classe n'est pas corrélée avec les scores initiaux des élèves au test. Il n'y a aucune relation entre la taille de la classe et la performance initiale moyenne de la classe ou le milieu socio-économique. Ainsi, il semble qu'aucun biais d'échantillonnage dans l'attribution de la taille de la classe n'est présent quand l'échantillon est limité aux enseignants novices. En conséquence, Bressoux et ses collaborateurs (2006) emploient les méthodes semblables pour estimer l'effet de la taille de la classe comme elles ont été employées pour estimer l'effet de la formation.

Les effets de la formation sont très proches de ceux trouvés par Bressoux (1996) : la formation des enseignants novices promeut l'apprentissage des élèves en mathématiques. Pourtant, il semble qu'avec les classes, les élèves moins forts ne tirent pas le bénéfice de la formation de leurs enseignants. En outre, la formation

permet aux enseignants d'améliorer de manière significative les scores en lecture des élèves seulement dans les classes de haut niveau.

Bressoux et ses collaborateurs constatent également que le contexte de la formation pédagogique des enseignants a un impact significatif puisque les enseignants non formés qui se sont spécialisés en sciences à l'université ont le même effet que les enseignants formés. Il semble que leurs études passées les aident à compenser le manque de formation.

L'impact prévu de la taille de la classe implique que la réduction de la taille de la classe exerce un effet positif et significatif sur les élèves du 3<sup>ème</sup> niveau. Ces résultats sont proches de ceux de Piketty (2004) sur l'effet de la taille des classes françaises du 2<sup>ème</sup> niveau. Il s'avère que l'effet est semblable sur les scores des élèves en lecture dans les classes ; il est plus grand pour les élèves faibles en mathématiques. D'ailleurs, une taille de la classe plus petite améliore davantage les scores des élèves quand ils sont dans une classe moins performante, ce qui pourrait être la conséquence des perturbations plus fréquentes pratiquement dues aux enseignants expérimentés qui peuvent choisir leurs écoles et qui choisissent souvent des zones favorisées. Il est bien connu qu'il soit difficile d'estimer l'effet de l'expérience de l'enseignant sur les performances des élèves parce que les enseignants sont assortis à travers des écoles, des enseignants plus expérimentés travaillant souvent dans les écoles avec des élèves riches (Clotfelter, Ladd et Vigdor, 2006). Mais, en principe et dans les données, les enseignants novices formés et non formés sont assignés aux classes presque semblables. Ainsi, l'article de Bressoux et ses collaborateurs (2006) emploie le fait que, en excluant les enseignants expérimentés, ils se sont confrontés à une conception quasi-randomisée. Ils vérifient la robustesse de ce dispositif sur leurs variables observables.

Les données utilisées ici sont très riches. L'unité de l'observation est l'élève, un élément très important pour ce genre d'analyse (Summers et Wolfe, 1977). De multiples caractéristiques des élèves sont rassemblées. En outre, tous les élèves dans une salle de classe du 3<sup>ème</sup> niveau sont exclus de l'échantillon. Ceci leur donne une occasion de contrôler les effets de la classe. En outre, les enseignants fournissent également beaucoup d'informations sur leurs caractéristiques



personnelles, leurs pratiques d'enseignement, aussi bien de leurs classes et de leurs écoles. D'ailleurs, les performances des élèves sont extrêmement mesurées avec précision par les scores aux tests détaillés et standardisés au début et à la fin de l'année.

Un premier but de cet article de Bressoux et al. (2006) est de contrôler si les résultats de Bressoux (1996) sur la formation – les enseignants mieux formés induisent les résultats des élèves de haut niveau – sont robustes. Pour effectuer cette recherche, ils contrôlent l'attribution endogène des classes en excluant les enseignants expérimentés afin d'estimer l'effet causal de la formation des enseignants novices sur des élèves. Une attention particulière est faite aux effets hétérogènes. Un deuxième but est de voir l'impact de certaines caractéristiques particulières des enseignants, telle que leur formation universitaire (qui n'a pas été employée dans ce genre de classe), comme décrit dans Lazear (2001).

## **5.2. Méthodes statistiques**

On peut observer l'attribution non-randomisée de trois types d'enseignants par une régression des scores initiaux au test sur les caractéristiques des élèves et de l'enseignant. Si les coefficients des indicateurs des variables pour les types d'enseignants sont significatifs, ça signifie que l'assignement est non-randomisé puisque les élèves n'ont pas été exposés à l'enseignement de ces enseignants. La régression est estimée sur tous les élèves. Elle inclut des effets aléatoires de la classe afin de tenir compte de la corrélation entre les élèves dans les classes. En effet, il peut être non suffisant de contrôler des variables de la classe pour ces corrélations. Ainsi, il est important d'incorporer des effets de la classe : sans eux, les écarts-types ont pu être sous-estimés. Ce serait le cas avec l'estimation des Moindres Carrés Ordinaires (Mouton, 1986). Cependant, Mouton souligne le problème de la précision de l'estimation des coefficients, mais il prouve également que les coefficients peuvent être différents quand l'estimation incorpore des effets aléatoires de la classe sans imposer l'absence de la corrélation entre ces effets et les autres variations. En effet, ce genre d'estimation a comme conséquence des gains substantiels de l'efficacité. Dans tout cet article, des effets de la classe sont estimés par les modèles mélangés (Robinson, 1991). Ces modèles permettent des

spécifications générales des effets de la classe, les effets fixes étant seulement un cas spécifique de ces spécifications. L'identification des effets de la classe emploie plus d'informations que les effets fixes classiques : elle emploie la variance des effets de la classe au lieu seulement de la moyenne, grâce à une distribution antérieure plus générale.

Le modèle mélangé est écrit :

$$y = x\beta + z\gamma + \varepsilon$$

là où  $\gamma$  et  $\varepsilon$  sont gaussiens :

$$E \begin{bmatrix} \gamma \\ \varepsilon \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 0 \\ 0 \end{bmatrix} \text{ et } \text{Var} \begin{bmatrix} \gamma \\ \varepsilon \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} G & 0 \\ 0 & R \end{bmatrix}$$

La variable endogène  $y$  est expliquée avec la covariable  $x$  multipliée par le paramètre des effets fixes  $\beta$  et avec la covariable  $z$  multipliée par le paramètre des effets aléatoires  $\gamma$ .

Pour estimer des effets de la classe, la matrice  $z$  se compose de simulations de la classe. Le vecteur  $\gamma$  est alors un vecteur des effets aléatoires de la classe. Bressoux et ses collaborateurs supposent que les matrices de la variance sont diagonales :

$$G = \sigma_1^2 I \text{ et } R = \sigma^2 I.$$

$G$  signifie que les effets aléatoires sont non corrélés.

$G$  et  $R$  peuvent être estimés par la méthode de la vraisemblance maximale restreinte/résiduelle (restricted/residual maximum likelihood : REML). Des coefficients sont alors déterminés avec les équations modèles mélangées de Henderson :

$$\begin{bmatrix} Z'R^{-1}X & X'R^{-1}Z \\ X'R^{-1}X & Z'R^{-1}Z + G^{-1} \end{bmatrix}$$

Les coefficients sont alors :

$$\beta = [X'(\check{R} + Z\check{G}Z')^{-1}X]^{-1}X'(\check{R} + Z\check{G}Z')^{-1}Y$$

$$v = (Z'\check{R}^{-1}Z + \check{G}^{-1})^{-1} \{Z'\check{R}^{-1} - Z'\check{R}^{-1}X[X'(\check{R} + Z\check{G}Z')^{-1}X]^{-1}X'(\check{R} + Z\check{G}Z')^{-1}\}Y$$

Ainsi, si les valeurs propres de  $\check{G} \rightarrow$  l'infini, alors  $G^{-1} \rightarrow$  zéro, et le système est identique à celui de l'estimation des effets fixes.

Les résultats de la régression des scores initiaux au test sur le type d'enseignant confirment que les enseignants expérimentés enseignent dans de meilleures classes. Les estimations de la régression des scores initiaux en lecture et en mathématiques rapportent que la corrélation entre les scores initiaux de l'élève et l'expérience de l'enseignant est significative, aussi bien en mathématiques qu'en lecture. Ces corrélations demeurent significatives, même lorsqu'on contrôle les caractéristiques de l'élève. Au contraire, il semble que les classes avec les enseignants novices formés ne sont pas différentes en termes de performances initiales, dès que les corrélations entre les scores initiaux et la formation de l'enseignant ne sont pas significatives, avec ou sans d'autres contrôles. Ainsi, il semble qu'il n'y a aucune sélection des enseignants formés, de sorte que leurs classes semblent être semblables à celles des enseignants non formés telles que mesurées par la performance initiale des élèves.

La robustesse de ce dernier résultat est vérifiée en utilisant le même modèle, mais en le restreignant au sous échantillon des élèves ayant des enseignants novices. Le coefficient de l'indicateur de la formation des enseignants n'est jamais significatif.

Bressoux (1996) suppose que le biais de la sélection des enseignants expérimentés peut être contrôlé par l'usage des variables observées, y compris les scores initiaux au test. L'interprétation causale des coefficients est rapportée au type d'enseignant compte tenu de la supposition qu'aucun biais de sélection ne vient des variables non observées.

L'article de Bressoux et ses collaborateurs essaie de résoudre la difficulté due à la conception non randomisée afin d'estimer la robustesse des effets de la formation des enseignants trouvée dans Bressoux (1996). La supposition d'identification de Bressoux et ses collaborateurs (2006) est que les enseignants novices formés et non formés sont assignés aux classes de façon aléatoire, un fait compatible à ce qui a été montré en utilisant leurs variables observées. Par conséquent, ils ont choisi d'estimer l'effet de la formation sur le sous échantillon des enseignants novices. Pour pouvoir assortir des classes ensemble, ils ont choisi des élèves enseignés par les enseignants novices formés et ceux des enseignants novices non formés, rejettent ceux des enseignants expérimentés et se concentrent sur ceux des enseignants novices. Traités différemment, les élèves des enseignants novices formés constituent le groupe de traitement et ceux des enseignants novices non formés, le groupe contrôle. Ainsi, étant donné leur estimation précédente du procédé d'attribution des enseignants novices aux classes, peuvent-ils compter que peu de biais perturberont leur estimation et le coefficient résultant du traitement, de la formation, rapportera un effet causal. L'idée est proche de celle utilisée dans Angrist et Lavy (2001). Dans leur article, ils observent que les élèves du groupe de traitement ont des scores initiaux inférieurs à ceux du groupe contrôle. Comme ils voudraient que les élèves du groupe contrôle soient comparables à ceux du groupe de traitement, ils assortissent les différents élèves sur la base de leurs scores initiaux aux tests en divisant des scores des tests en quartiles et en comparant des scores de traitement et de contrôle dans chaque quartile. Ils limitent, ici, l'échantillon afin d'avoir des élèves semblables dans les groupes de traitement et de contrôle. Mais en revanche avec Angrist et Lavy, Bressoux et ses collaborateurs gardent une stratégie de régression afin de contrôler les autres variables, et contrôler spécifiquement les effets de la classe.

Ainsi, Bressoux et ses collaborateurs pourront estimer l'effet de la formation sur les performances en utilisant cet échantillon spécifique. Néanmoins, ils doivent garder à l'esprit cette restriction tout en interprétant les résultats : ce qu'ils estiment est l'effet d'un enseignant novice non formé, comparé à tous les autres types d'enseignants.

Comme le contrôle de la robustesse, ils estimeront également des scores de propension pour une classe ayant un enseignant formé, comparée à celle ayant un enseignant non formé. Ces scores de propension permettront aux auteurs de se concentrer sur le support commun des classes.

Ils adoptent également cette stratégie pour estimer l'effet de la taille de la classe. En effet, les résultats des estimations de la régression des scores initiaux aux tests, avec tous les élèves, signalent que la corrélation entre les scores initiaux en lecture et la taille de la classe est positive et significative quand tous les élèves sont inclus dans la régression. En ajoutant d'autres variables, cette corrélation demeure positive et significative, quoique l'effet soit plus faible. Au contraire, les résultats des estimations de la régression des scores initiaux aux tests, sur les élèves des enseignants novices, montrent que même sans groupe contrôle, la taille de la classe n'est plus corrélée avec les scores initiaux quand Bressoux et ses collaborateurs se concentrent sur le groupe réduit des élèves des enseignants novices.

L'idée que la taille de la classe peut être significativement corrélée avec les performances des élèves est bien connue : le système éducatif est souvent organisé afin de soutenir des élèves moins favorisés en les recueillant dans de petites salles de classes tandis que les élèves favorisés sont affectés aux classes plus grandes. Par conséquent, les différences dans les tailles de classes sont souvent en relation avec le milieu socio économique et aux scores des élèves. Le biais de sélection en relation avec les scores aux tests et la taille de la classe peut être produit dans des écoles aussi bien qu'entre les écoles. Ce biais de choix est une raison pour laquelle il peut être difficile de mesurer des effets causaux de la taille de la classe.

Il y a plusieurs raisons expliquant pourquoi, en France, ce biais de choix pourrait être plus faible pour les classes de 3<sup>ème</sup> niveau que dans d'autres pays. D'abord, le système de l'attribution des enseignants est centralisé, et n'est pas censé faire de différence entre les écoles en termes de ressources. La seule exception officielle est la politique des zones d'éducation prioritaire (ZEP). La politique des ZEP est un programme, mis en application en 1982, qui donne plus de ressources aux écoles désavantagées (Benabou, Kramarz et Prost, 2005). Selon les données de Bressoux et ses collaborateurs, les classes dans les ZEP ont en moyenne 23,8

élèves par classe, tandis que la taille moyenne des classes dans les zones non prioritaires est de 25,2. Les zones prioritaires sont plus souvent dans les zones urbaines, où les classes sont plus grandes que dans les zones rurales. Ainsi, la réduction efficace de la taille de la classe dans des écoles ZEP a été plus grande que celle donnée par la différence accrue des deux moyens. Une régression de la taille de la classe sur la variable simulée pour des écoles ZEP, en contrôlant les secteurs ruraux et les classes de combinaison, donne une taille de la classe plus petite de 1,75 élèves dans des zones prioritaires.

Les secteurs ruraux ont également des écoles avec de plus petites classes : en raison de peu d'inscriptions, les classes sont souvent petites, même si elles organisent parfois des classes de combinaison en mélangeant des élèves de différents niveaux dans la même salle de classe. Pourtant, l'impact en termes de choix n'est pas clair puisque, car les élèves, dans les classes rurales, ont de meilleures performances au début du 3<sup>ème</sup> niveau (mais progressent moins pendant l'année). Néanmoins, il peut y avoir la sélection dans les écoles. Ce choix est possible dans de grandes écoles, quand il y a plusieurs classes de 3<sup>ème</sup> niveau. Pourtant, les écoles françaises sont souvent petites avec une classe par niveau. Quand l'inscription dépasse 30 élèves, elle ne nécessite pas toujours une nouvelle classe de 3<sup>ème</sup> niveau, mais quelques classes de 3<sup>ème</sup> niveau sont souvent affectées à une classe avec des élèves d'autres niveaux.

Toujours, il y a quelques écoles dans les zones urbaines où le tri des élèves est possible. Puisque les enseignants expérimentés sont beaucoup plus souvent dans les zones urbaines, ceci peut expliquer pourquoi on peut observer le choix (la sélection) sur les scores initiaux des classes avec les enseignants expérimentés et pas pour les enseignants novices.

En conclusion, Bressoux et ses collaborateurs estiment l'effet de la taille de la classe, encore en utilisant l'échantillon qui exclut les enseignants expérimentés. Comme la corrélation entre la taille de la classe et les scores initiaux observés est significative sur l'échantillon entier, les auteurs suspectent également une sélection sur les variables non observables, ce qui pourrait toucher l'estimation de l'effet causal de la taille de la classe. Au contraire, la corrélation entre la taille de la classe

et les scores initiaux n'est pas significative pour le sous échantillon des élèves avec des enseignants novices. Par conséquent, ils supposent que le biais traditionnel de choix est pris en compte. En conclusion, pour vérifier la robustesse de leurs résultats, ils estimeront également l'effet de la taille de la classe sur tous les élèves, en utilisant des variables instrumentales.

Les principales estimations des résultats selon les caractéristiques des enseignants et des classes s'intéressent aux effets moyens, aux effets hétérogènes, aux pratiques d'enseignement, au contrôle de la robustesse pour l'effet de la formation et aux variables instrumentales pour l'effet de la taille de la classe.

### **5.3. Les principales estimations des résultats selon les caractéristiques des enseignants et des classes**

#### **5.3.1. Effets moyens**

Des résultats d'estimation des effets moyens des caractéristiques des enseignants et des classes sur les performances des élèves sont des régressions des scores finaux des tests des élèves avec des enseignants novices ; les variables incluent les caractéristiques des élèves et des classes (les scores initiaux y compris), ainsi que des caractéristiques des enseignants. Des coefficients sont estimés par des modèles mélangés, avec des effets de la classe. Les seuils de signification sont les suivants : \*\*  $p < 0,05$  et \*  $p < 0,10$ . Le contrôle des estimations des effets de la classe est estimé sur le sous échantillon des élèves avec des enseignants novices (Bressoux et al., 2006).

Les données incluent beaucoup d'informations sur les enseignants et leurs pratiques d'enseignement. Elles incluent en particulier le diplôme, la discipline étudiée à l'université, le nombre d'heures utilisées par semaine pour enseigner la lecture ou les mathématiques, le nombre d'heures consacrées aux travaux scolaires à la maison par semaine, la pratique d'organiser la classe dans des groupes, et comment ces groupes sont choisis.

Toutes ces variables ont été examinées dans la régression des scores finaux du test sur les scores initiaux du test, les caractéristiques de l'élève et de la classe. Les coefficients du nombre d'heures par semaine utilisées pour enseigner la lecture et les mathématiques, le nombre d'heures du travail à la maison par semaine, la pratique d'organiser la classe dans des groupes, et comment ces groupes sont choisis et ces variables ne sont pas significatives. Le petit nombre de classes dans l'échantillon peut empêcher d'identifier ces effets qui peuvent être non linéaires. Par conséquent, ces variables ne sont pas incluses dans l'estimation finale.

La seule caractéristique des enseignants que Bressoux et ses collaborateurs emploient dans ces spécifications préférées est la discipline étudiée à l'université. Plus précisément, les indicateurs des variables sont inclus pour des enseignants qui se sont spécialisés en sciences à l'université (14% des enseignants novices) et pour des enseignants qui se sont spécialisés dans une discipline non rapportée dans l'étude (approximativement 14% des enseignants novices). La catégorie omise comporte donc ces enseignants qui se sont spécialisés en sciences humaines (souvent en Français ou autre langue, Sociologie, Psychologie, Histoire). Des enseignants novices sont tous dotés de diplômes semblables puisqu'ils sont obligés d'avoir un diplôme équivalent à deux ans d'université pour se faire inscrire à l'école normale. Ce n'était pas le cas dans le passé, et parmi les enseignants expérimentés, seulement quelques uns sont allés à l'université.

Les effets des caractéristiques de la classe sur les scores initiaux au test, et la moyenne et l'écart type des scores initiaux au test ont un impact négatif sur les performances des élèves, signifiant que les élèves ont de bons résultats dans les classes homogènes ou quand la performance moyenne n'est pas élevée. Notons que c'est la régression des scores finaux au test des élèves avec des enseignants novices que les variables incluent les caractéristiques de l'élève, de la classe et la variable de la taille de la classe, décomposée selon des écoles ZEP (Zones d'Education Prioritaires) et d'autres écoles. Des coefficients sont estimés par les modèles mélangés avec des effets de la classe.

L'impact prévu de la formation n'est pas significatif sur les performances en lecture mais il est grand et significatif en mathématiques : les élèves gagnent plus de



4 scores sur leurs scores initiaux quand leurs enseignants ont été formés. Cet effet est significatif ; il est plus d'un cinquième de l'écart-type des scores finaux. Ces résultats sont proches des résultats rapportés dans Bressoux (1996) où l'effet de la formation pédagogique de l'enseignant est estimé à 0.72, non significatif, sur les scores en lecture ; et 3.37, significatif, sur les scores en mathématiques.

Ils sont également proches des différences brutes des moyennes : les élèves avec les enseignants novices non formés ont des scores initiaux semblables à ceux des élèves avec des enseignants novices formés ; néanmoins, ils s'améliorent beaucoup moins pendant l'année. L'estimateur brut des différences donne un effet de 2.5 en lecture, et 3.7 en mathématiques. L'incorporation des caractéristiques de l'élève et de la classe augmente l'effet en mathématiques, de 4.5. Au contraire, l'effet devient beaucoup plus faible en lecture, jusqu'à 1.4 et non significatif. L'estimation de la régression sans les effets de la classe aurait entraîné un effet significatif égal à 2.6. Par conséquent, l'incorporation des effets randomisés de la classe rend le coefficient de la formation plus faible et non significatif.

Le contexte de la formation de l'enseignant a aussi un impact significatif. Le résultat est que les enseignants qui ont terminé leurs études en sciences à l'université améliorent les performances de leurs élèves en mathématiques plus que les autres enseignants le font. Ces enseignants peuvent être formés ou non. L'effet n'est pas significativement différent pour ces deux types d'enseignants, et n'est pas significativement différent de l'effet de la formation. Par conséquent, quoique l'effet de la formation soit substantiel en mathématiques, les enseignants qui n'ont pas été formés mais qui ont étudié les mathématiques ou les sciences à l'université compensent leur manque de formation. Néanmoins, la prudence s'impose parce que l'échantillon est petit et l'ampleur de l'effet n'est pas importante.

Les enseignants dont le champ de spécialisation n'est pas connu semblent améliorer les performances de leurs élèves, l'effet est très significatif en lecture et légèrement moins significatif en mathématiques. Ce groupe d'enseignants comprend quelques individus qui n'ont pas rapporté cette information potentielle parce qu'il y a beaucoup de champs de spécialisation, aussi bien que quelques enseignants qui n'ont pas fait leurs études à l'université. En effet, peu de gens ont passé l'examen

d'entrer à l'École Normale sans avoir étudié à l'université ; ceci était particulièrement le cas des mères de trois ou plusieurs enfants.

Néanmoins, on peut noter que l'allocation des enseignants à travers les classes selon leur champ de spécialisation n'est pas aléatoire. La corrélation entre les scores initiaux au test et l'indicateur de la variable de l'enseignant pour avoir un champ de spécialisation inconnu à l'université est significative pour les performances initiales en mathématiques. Par conséquent, même si la régression des scores finaux au test contrôle les scores initiaux, les estimations peuvent être affectées par le choix dès que ces enseignants paraissent être affectés dans de meilleures classes.

La taille de la classe a aussi un impact significatif sur les performances des élèves. L'impact est tout à fait similaire en lecture et en mathématiques. Pour les scores au test en lecture, l'effet prévu est de 0.37 tandis qu'il est de - 0.42 pour les performances en mathématiques. Cet impact est substantiel : la réduction de la taille de la classe de 10 élèves augmente les scores finaux au test de 3 à 4% des scores. Cet impact est presque le même à celui obtenu pour la formation des enseignants en mathématiques.

L'impact semble être élevé au problème de la combinaison des classes. En effet, la régression est estimée avec un échantillon incluant des classes multigrades. Dans le cas d'une combinaison de la classe, la taille de la classe entière n'est pas le nombre des élèves du 3<sup>ème</sup> niveau. Pourtant, l'indicateur des classes multigrades n'est pas significatif. Ce résultat est compatible avec celui trouvé par Oeuvarard (1995). Ces résultats sont similaires en excluant la combinaison des classes.

### **5.3.2. Effets hétérogènes**

Bressoux et al. (2006) estiment maintenant les effets hétérogènes de la formation et de la taille des classes. Pour estimer les effets de l'hétérogénéité des élèves, les auteurs font interagir les variables de la formation et de la taille des classes avec les différentes variables des élèves dans une seule régression. En effet, il est important de contrôler les effets de la classe. Cette méthodologie leur permet d'estimer l'effet de la classe sur les variables spécifiques des élèves. En

outre, ils estiment les effets similaires des classes hétérogènes. Ceci pourrait leur donner un aperçu de l'origine de ces effets hétérogènes. En effet, quelques études constatent que la taille de la classe est largement responsable des basses performances des élèves. Cependant, ce résultat peut venir du fait que ces basses performances des élèves sont plus souvent dans les classes désavantagées et que la taille de la classe affecte pareillement tous les élèves dans une classe. Ces effets sont mesurés en décomposant la variable de l'indicateur des enseignants formés ou de la variable de la taille de la classe selon les quartiles.

D'abord pour estimer les effets hétérogènes des élèves, les quartiles sont construits en utilisant les scores initiaux au test de lecture et sont mesurés dans la classe. Les effets non significatifs de la formation apparaissent pour les scores en lecture. Pour les scores en mathématiques, l'effet de la formation est substantiel et significatif pour les élèves forts mais n'est pas significatif pour les élèves faibles. La formation aide les enseignants à améliorer les résultats des élèves en mathématiques, exceptés les élèves faibles.

En second lieu, pour estimer les effets hétérogènes des classes, les quartiles sont construits en utilisant les moyennes des classes des scores initiaux en lecture. La décomposition indique des effets significatifs de la formation des enseignants sur des scores du test en lecture pour les classes très performantes. En mathématiques, l'effet semble être significatif dans les classes très performantes mais pas dans les classes moins performantes. Ainsi, la formation semble-t-elle aider les enseignants à améliorer leur enseignement excepté quand ils font face à une classe où la performance moyenne est basse : la formation n'aide en aucune façon les classes moins favorisées. Pourtant, les tests de Fisher ne peuvent pas rejeter l'hypothèse nulle dont les coefficients du 3<sup>ème</sup> et 4<sup>ème</sup> quartiles sont égaux au coefficient du premier quartile.

Parmi les élèves, aucune hétérogénéité de l'effet de la taille de la classe n'apparaît pour les scores en lecture. Il semble que dans les classes, la taille de la classe affecte pareillement pour tous les élèves. Cependant, l'effet sur les scores en mathématiques diminue quand la qualité des élèves augmente.

Parmi les classes, l'effet de la taille de la classe semble beaucoup plus substantiel pour les classes les moins avantagées et diminue quand la qualité de la classe augmente. Les résultats beaucoup plus définis sont pour les scores en mathématiques : les tests de Fisher ne peuvent pas rejeter l'égalité des coefficients pour le test en lecture.

Cette hétérogénéité, rapportée dans des résultats d'estimation des effets de la taille de la classe, est confirmée pour toutes les écoles et seulement pour celles des écoles ZEP, prévue dans la même régression. Les coefficients sont significatifs seulement pour les écoles ZEP et sont très substantiels : -0.7 en lecture et -1.3 en mathématiques. Ce résultat confirme les résultats récents obtenus par Piketty (2004) qui trouve également un impact substantiel de la taille de la classe dans les écoles ZEP, quoique marginalement significatif en raison du petit nombre d'élèves dans les écoles ZEP dans son échantillon.

Ces résultats prouvent que les élèves dans les écoles ZEP et dans les classes désavantagées sont en général plus sensibles à la taille de la classe en tant que groupe que d'autres élèves. Une explication pourrait être les problèmes comportementaux dans la classe, la probabilité d'un fauteur de troubles parmi les élèves étant plus grande dans ces écoles (Lazear, 2001).

### **5.3.3. Les pratiques d'enseignement**

Une revue de la recherche au sujet de la taille de la classe se concentre sur les canaux qui expliquent comment une petite classe peut aider les élèves à améliorer leurs scores. Dans les données de Bressoux et al. (2006), l'information fournie par l'enseignant au sujet de ses pratiques dans la classe est très importante et peut être employée pour ouvrir la boîte noire et pour estimer si l'effet de la formation et l'effet de la taille de la classe sont induits par différentes pratiques d'enseignement.

Les estimations sont faites au niveau de la classe. Les auteurs estiment si la variable factice de la formation de l'enseignant ou le niveau de la classe peut être

expliquée par les variables décrivant les pratiques d'enseignement. Aucune des pratiques ne semble être corrélée avec la formation de l'enseignant.

#### **5.3.4. Contrôle de la robustesse pour l'effet de la formation**

Pour déterminer la robustesse de l'effet de la formation, des scores de propension pour qu'une classe ait un enseignant formé soit estimés par un logit au niveau de la classe. Les moyennes des classes des scores initiaux au test ne différencient pas les enseignants formés et non, excepté l'écart-type des scores initiaux en mathématiques. Au contraire, les enseignants formés ont une probabilité beaucoup inférieure à être dans une école rurale ou semi-rurale que les enseignants non formés. Pour rejeter les classes extrêmes qui pourraient biaiser les estimations des auteurs, ils gardent seulement les classes qui sont supportées de la même façon sur les deux distributions.

#### **5.3.5. Les variables instrumentales pour l'effet de la taille de la classe**

L'effet de la taille de la classe au 3<sup>ème</sup> niveau, comme prévu dans cet article d'Angrist et Lavy (2001), varie entre -0.3 et -0.4 scores finaux au test. Piketty (2004), sur les classes du 2<sup>ème</sup> niveau, trouve un impact de -0.4 à -0.5 scores. Il applique une méthodologie développée par Angrist et Lavy (1999). Leur méthodologie est basée sur la spécificité suivante des ouvertures des classes françaises : quand l'inscription au 2<sup>ème</sup> niveau dépasse 30, une autre classe est ouverte dans la plupart des cas. Par conséquent, les deux nouvelles classes ont une taille moyenne de 15 élèves. Piketty emploie cette discontinuité comme variable instrumentale. Il constate qu'une réduction de la taille de la classe induit une augmentation substantielle et significative des scores en mathématiques et en lecture et que l'effet est plus grand pour les élèves faibles.

Dans leurs données, Bressoux et al. (2006) trouvent les spécificités semblables à celles observées par Piketty (2004). Contrairement à Piketty, les classes sont du 3<sup>ème</sup> et non du 2<sup>ème</sup> niveau. Enfin, les données de Bressoux et ses collaborateurs sont moins fiables que celles employées par Piketty parce qu'ils n'observent pas toujours toutes les classes du 3<sup>ème</sup> niveau dans les écoles.

Il y a souvent deux classes dans l'école quand le nombre des élèves du 3<sup>ème</sup> niveau est plus grand que 30. Cependant, quelques classes ont jusqu'à 34 élèves. La relation entre la taille de la classe et l'inscription est compliquée par l'existence de la combinaison des classes. Quand l'inscription dépasse juste 30 élèves, les écoles n'ouvrent pas une autre classe du 3<sup>ème</sup> niveau mais, à la place, peuvent affecter quelques élèves de 3<sup>ème</sup> avec des élèves d'autres niveaux.

Quand Bressoux et ses collaborateurs excluent des classes de combinaison, il y a moins de diversité dans les tailles de classes. Quand il y a deux classes dans la même école, ces classes ont souvent différentes tailles ; ceci peut biaiser les estimations des auteurs ci haut cités si les tailles sont déterminées selon le milieu socio-économique, ou les performances des élèves, ou plus problématique même, des caractéristiques non observables des élèves.

Pour examiner la robustesse des effets prévus de la taille de la classe, Bressoux et ses collaborateurs utilisent des variables instrumentales de l'échantillon entier. L'instrument est basé sur l'inscription des élèves du 3<sup>ème</sup> niveau dans l'école quand ils excluent des classes de combinaison. Afin de fonctionner avec toutes les classes, l'instrument est également basé sur le nombre des élèves du 3<sup>ème</sup> niveau et des élèves qui sont dans une classe avec des élèves du 3<sup>ème</sup> niveau. Dans tous les cas, la variable instrumentale est la moyenne de la taille des classes dans l'école : les tailles des classes des élèves du 3<sup>ème</sup> niveau dans le 2<sup>ème</sup> cas. Cet instrument prend soin du biais d'échantillonnage qui existe quand les écoles organisent des classes de telle sorte que les petites classes recueillent des élèves faibles et des élèves forts sont assignés à de plus grandes classes.

La variable instrumentale est très proche de la taille réelle des classes. En effet, dans leurs données, Bressoux et ses collaborateurs identifient peu d'écoles avec plus d'une classe du 3<sup>ème</sup> niveau. Quand il y a 2 classes, les tailles de ces deux classes ne sont pas très différentes. Par conséquent, il est facile de prévoir les résultats : les résultats prévus avec la variable instrumentale sont très proches des résultats « Ordinary Least Squares » (des moindres carrés ordinaires).

L'idée d'Angrist et Lavy (1999) est d'employer la discontinuité de la taille de la classe résultant de la création de plusieurs classes quand l'inscription dépasse un certain niveau, en supposant que cette discontinuité est exogène. Un moyen d'employer cette discontinuité est d'estimer l'effet de la classe seulement quand l'inscription est proche du « point d'arrêt ». Bressoux et ses collaborateurs emploient cette méthode et estiment la régression pour l'école où l'inscription est proche de 34 élèves, le « point d'arrêt » selon leurs données. Ils ont choisi de limiter l'échantillon aux inscriptions entre 20 et 40 ou entre 24 et 45. Les coefficients sont alors beaucoup plus substantiels, même s'ils ne sont pas toujours significatifs.

Tous ces résultats confirment l'effet de la taille de la classe : l'effet de la taille de la classe est entre  $-0,3$  et  $-0,5$  scores finaux au test (Bressoux et al., 2006).

Le sixième chapitre, relatif à la formation des enseignants et à l'apprentissage des élèves, se focalise sur les stratégies d'évaluation et sur les résultats empiriques des effets de la formation des enseignants.

## **Chapitre 6 : La formation des enseignants et apprentissage des élèves**

### **6.1. Introduction**

La question de la façon dont les caractéristiques de l'enseignant affectent l'apprentissage des élèves a longtemps été une préoccupation des économistes, des éducateurs, et des parents. L'intérêt de cette question est plus qu'universitaire puisqu'une étude plus récente de Black (1999) suggère que les parents devraient être beaucoup plus disposés à payer pour des qualifications meilleures des enseignants s'ils savaient que ceci ferait apprendre plus à leurs enfants. L'intérêt répandu pour les caractéristiques des enseignants a abouti aux nombreuses études qui essaient d'estimer l'effet des caractéristiques des enseignants sur les scores au test de leurs élèves. Les caractéristiques qui ont été souvent étudiées sont l'environnement pédagogique, la qualification de l'enseignant, l'expérience dans l'enseignement et les salaires des enseignants. Cette recherche, bien qu'abondante, n'a pas abouti au consensus concernant l'impact causal des caractéristiques des enseignants et la question de savoir si les enseignants en apparence plus qualifiés produisent de meilleurs élèves reste ouverte (Hanushek, 1986 ; Hedges, Laine et Greenwald, 1994). L'étude la plus connue des caractéristiques des enseignants et d'autres ressources de l'école est probablement le rapport de Coleman et ses collaborateurs (1966). D'autres exemples incluent Hanushek (1971) et Murnane (1975). Les études récentes de l'effet de la formation pédagogique, de l'expérience et de la connaissance de la discipline d'enseignement sont Ehrenberg et Brewer (1994) ; Monk (1994) et Goldhaber et Brewer (1997). Behram, Khan, Ross, et Sabot (1997) ont considéré des qualifications des enseignants au Pakistan. Hanushek, Rivkin et Kain (1998) montrent que les enseignants ont un effet important sur les résultats des élèves mais suggèrent que la définition d'un enseignant efficace est complexe et dépend du contexte. Les chercheurs ont également étudié le rapport entre les salaires des enseignants et les revenus de leurs élèves à l'âge adulte, comme l'ont fait Welch (1966) ; Card et Krueger (1992).

Comme beaucoup d'études économétriques et statistiques se sont concentrées sur les conséquences générales des enseignants comme l'éducation et l'expérience, une deuxième revue de la recherche a gardé la question de la façon



dont les épisodes spécifiques de la formation des enseignants sur le tas (au service ou au travail) affecte la performance des élèves. La formation sur le tas peut être moins importante que l'éducation largement étudiée ou les mesures générales de l'expérience. Par exemple, une revue de la recherche sur la formation pédagogique des enseignants dans les pays développés conclut que « la formation professionnelle est essentielle pour enseigner la discipline d'enseignement. La formation sur place est essentielle pour enseigner des techniques d'enseignement » (Farrell et Oliveira, 1993 : 15). Malgré l'importance potentielle de la formation continue, la littérature sur les effets de cette formation continue est éparse. Dans une étude récente qui est semblable dans l'esprit à celle d'Angrist et Lavy (2001), Bressoux (1996) regarde l'impact de la formation continue sur des enseignants novices en France en utilisant un protocole expérimental quasi expérimental. Bressoux observe que la plupart du travail sur ce sujet se range jusqu'ici dans la catégorie de « l'estimation du processus » qui ignore des résultats ou comporte des comparaisons de différents programmes de formation continue sans le contrôle du groupe d'enseignants non formés. Peut-être, il semble y avoir eu plus de recherches sur l'impact de la formation pédagogique dans les pays en voie de développement que dans les pays développés. Il faut également noter que les économistes ont estimé les effets de la formation pédagogique dans leur propre discipline (Highsmith, 1974 ; Schober, 1984 ; Bray et Howard, 1980 ; Carroll, 1980). Une récente recherche sur les conséquences de la productivité de la formation continue inclut Bartel (1995) ; Krueger et Rouse (1998).

L'article d'Angrist et Lavy (2001) contribue à la littérature sur des effets de la formation continue en présentant une estimation de la formation pédagogique dans les écoles primaires de Jérusalem en vue d'estimer l'effet causal du programme sur les scores au test des élèves. Le programme de formation qu'Angrist et Lavy étudient a été conçu pour améliorer l'enseignement des capacités linguistiques et des mathématiques, et implique des méthodes pédagogiques développées dans les écoles des Etats-Unis. La majeure partie de la recherche existante sur la formation pédagogique, comme des études des effets des autres ressources de l'école, est compliquée par le fait que les inputs (ressources ou entrées) de l'école ne sont pas exogènement déterminés. Une exception est celle de Dildy (1982) qui rapporte les résultats d'une épreuve randomisée pour estimer les effets de la formation

pédagogique dans les écoles primaires de l'Arkansas. Le potentiel pour le biais dans des comparaisons a été accentué par Lavy (1995) qui a noté que la corrélation négative entre les entrées de l'école et les performances des élèves en Israël est au moins partiellement due au fait que des mesures du désavantage socio économique sont employées pour mesurer quelles écoles obtiennent la plupart des inputs. Afin d'essayer de surmonter les difficultés méthodologiques inhérentes à une étude d'estimation de ce type, le plan de recherche d'Angrist et Lavy (2001) exploite le fait qu'en 1995 une poignée des écoles publiques à Jérusalem a reçu une infusion spéciale des fonds qui ont été principalement réservés à la formation continue. Ce programme présente une occasion peu commune de recherches parce que l'intervention de Jérusalem est peu étudiée avec l'aide d'un groupe assorti d'élèves des écoles non sujettes à l'intervention. D'importantes informations sont disponibles sur les élèves inscrits dans les écoles affectées à la fois avant et après que l'intervention ne commence. L'information semblable est également disponible pour un groupe d'écoles de comparaison dans les voisinages adjacents et ailleurs dans la ville, ainsi, ces écoles peuvent jouer le rôle du groupe contrôle.

La stratégie de recherche d'Angrist et Lavy (2001) emploie une série de méthodes statistiques pour estimer l'effet causal de la formation continue des enseignants sur les scores aux tests de leurs élèves. Toutes les méthodes suggèrent que la formation reçue par les enseignants qui travaillent dans la branche séculaire du système scolaire de Jérusalem a mené à l'amélioration des scores aux tests de leurs élèves. Contrairement aux estimations pour les écoles séculaires, cependant, les estimations pour les écoles religieuses sont sensibles aux détails de spécification du modèle. L'absence d'un effet clair dans les écoles religieuses peut être que l'intervention y a commencé plus tard et a été mise en application sur une plus petite échelle.

Les estimations les plus plausibles pour les écoles séculaires suggèrent des effets de la taille de 0,2 à 0,4 écart-type, qui est remarquablement indiquée comme le coût modeste de l'intervention. A la lumière des commentaires critiques récents concernant le niveau de la formation pédagogique dans la discipline d'enseignement (Boston Globe, 1998 ; New York Times, 1998), il peut également être remarquable que la formation à Jérusalem a souligné la pédagogie plutôt que le contenu

(évidemment, la valeur de cette emphase pourrait différer aux niveaux supérieurs). Dans une tentative d'estimer la valeur économique du programme de cette formation, Angrist et Lavy (2001) comparent l'effet de traitement et les coûts de formation à l'effet taille et des coûts des stratégies alternatives d'amélioration de l'école comportant la réduction de la taille de la classe et en augmentant le nombre d'heures d'enseignement. Cette analyse suggère que cette formation pédagogique peut fournir une stratégie moins chère pour augmenter les scores aux tests en réduisant la taille de la classe ou en ajoutant des heures d'enseignement.

## **6.2. Stratégies d'évaluation**

La stratégie d'estimation idéale pour l'intervention dans les 30 villes (ou une intervention semblable) comporterait l'attribution aléatoire des élèves aux groupes de traitement et de contrôle, ceux du groupe de traitement étant enseignés par les enseignants qui ont reçu la formation. L'affectation randomisée (aléatoire) s'assure que les élèves des groupes de traitement et de contrôle soient en effet comparables aux élèves du groupe de traitement, de sorte que toute différence entre les élèves dans les deux groupes pourrait être attribuée avec confiance à l'intervention. En l'absence de l'affectation randomisée, des méthodes statistiques doivent être employées pour contrôler les différences entre les élèves dans les écoles des groupes de traitement et de contrôle. Angrist et Lavy emploient des modèles variés à cette fin.

Un modèle simple qui a été employé dans de nombreuses études d'estimation (Ashenfelter, 1978 ; Ashenfelter et Card, 1985) est basé sur la supposition que toutes les différences entre les élèves dans les groupes de traitement et de contrôle sont fixes dans le temps. Dans ce cas-ci, des observations répétées sur les mêmes élèves peuvent être employées pour faire des groupes comparables de traitement et de contrôle. Laisser  $D_{it}$  être une variable factice (artificielle) qui indique le statut de traitement et  $Y_{it}(0)$  dénote le score du test potentiel de n'importe quel élève si lui ou elle était non exposé au traitement. Le modèle des effets fixes indique ceci en l'absence de l'intervention, le score au test potentiel de l'élève  $i$  au temps  $t$  peut être écrit comme suit :

$$Y_{it}(0) = \Phi_i + \delta_t + \varepsilon_{it}, \quad (4a)$$

où  $D_{it}$  est supposé être indépendant du composant variable dans le temps,  $\varepsilon_{it}$ , bien qu'il puisse être corrélé avec l'interception spécifique de l'élève,  $\Phi_i$ . Le terme  $\varepsilon_{it}$  est un effet périodique commun à tous les élèves. Ainsi, tandis que les élèves dans le groupe de traitement peuvent avoir des scores inférieurs à ceux des élèves dans le groupe contrôle, on suppose que cette différence est due aux différences du contexte de la famille ou aux caractéristiques de l'environnement qui peuvent être considérées comme permanentes et qui exercent des effets invariables dans le temps sur des scores aux tests.

Angrist et Lavy commencent par un modèle qui a également un effet constant de traitement, ainsi on suppose que des élèves du groupe de traitement ont des scores aux tests égaux à  $Y_{it}(0)$  plus l'effet du traitement :

$$Y_{it}(1) = Y_{it}(0) + \alpha, \quad (4b).$$

Les équations (4a) et (4b) peuvent donc être employées pour écrire les scores observés aux tests de l'élève  $i$  au temps  $t$  comme

$$Y_{it} = Y_{it}(0)(1 - D_{it}) + Y_{it}(1)D_{it} = \Phi_i + \delta_t + \alpha D_{it} + \varepsilon_{it}, \quad (5)$$

où  $\varepsilon_{it}$  est la limite d'erreur dans (4a). Dans ce modèle, les comparaisons après le traitement des scores aux tests par le statut du traitement n'estiment pas l'effet causal du traitement parce que les caractéristiques des élèves invariables dans le temps dans les groupes de traitement et de contrôle diffèrent. Formellement, ceci signifie que  $E(\Phi_i/D_{it} = 1) \neq E(\Phi_i/D_{it} = 0)$ . Cependant, les acceptations du modèle impliquent que le changement des scores aux tests dans le groupe de traitement peut être comparé au changement dans les scores aux tests dans le groupe contrôle. Dire que  $t = a$  dénote les scores après le traitement et que  $t = b$  dénote que des scores aux tests avant le traitement. Notons que  $D_{ib} = 0$  à la fois pour les élèves des groupes de traitement et de contrôle. Alors, nous avons :

$$E(Y_{ia} - Y_{ib}/D_{ia} = 1) - E(Y_{ia} - Y_{ib}/D_{ia} = 0) = \alpha, \quad (6)$$

L'échantillon analogue de l'équation (6) est une estimation de l'effet des différences du programme parce qu'il contraste le changement des scores aux tests entre les élèves des groupes de traitement et de contrôle. La différence la plus importante entre les élèves dans les écoles de traitement et de contrôle est que les élèves du groupe de traitement ont des scores avant le traitement inférieurs, en moyenne, que ceux du groupe contrôle. La méthode de contrôle des différences consiste à soustraire les différences des scores aux tests des élèves avant le traitement des différences des scores aux tests des élèves après le traitement. Ainsi, l'équation (6) peut être réarrangée comme suit :

$$(E[Y_{ia}/D_{ia} = 1] - E[Y_{ia}/D_{ia} = 0]) - E([Y_{ib}/D_{ia} = 1] - E[Y_{ib}/D_{ia} = 0]) = \alpha.$$

Le terme  $(E[Y_{ib}/D_{ia} = 1] - E[Y_{ib}/D_{ia} = 0])$  est la différence des scores par statut du traitement avant le traitement.

Angrist et Lavy explorent également les stratégies alternatives utilisant directement le contrôle pour les différences des scores avant traitement entre les groupes de traitement et de contrôle en utilisant la régression. L'approche de la régression au contrôle pour des différences des scores avant traitement (et d'autres variables externes) est basée sur un modèle dont les scores aux tests après le traitement déterminent les futurs scores aux tests et le traitement est indépendant des scores potentiels et conditionnels sur les scores entraînés par d'autres variables externes,  $X_i$ . Formellement, le modèle est :

$$Y_{ia}(0) = \beta X'_i + \gamma Y_{ib} + \delta_a + \varepsilon_{ia}, \quad (7)$$

où  $\varepsilon_{ia}$  est supposé être indépendant de  $D_{it}$ . En maintenant la supposition des effets de traitement constants, nous avons :

$$Y_{ia} = \beta X'_i + \gamma Y_{ib} + \delta_a + \alpha D_{ia} + \varepsilon_{ia}, \quad (8)$$

Ceci remplace  $\Phi_i$  dans (5) avec  $\beta X'_i + \gamma Y_{ib}$ . Les estimations de  $\alpha$  sont construites par les scores aux tests après le traitement en une régression sur une

constante, les scores avant le traitement,  $X_i$ , et  $D_{ia}$ . Il est important de souligner que l'interprétation causale de  $\alpha$  dans (8) ouvre la supposition qu'une fois que  $X_i$  et les scores avant le traitement sont tenus constants, la seule raison d'une différence après le traitement entre les élèves traités et ceux du groupe contrôle est, en fait, le traitement.

L'équation (8) se fonde sur un modèle linéaire pour contrôler les variables externes  $X_i$  et  $Y_{ib}$ . En plus des estimations de la régression, Angrist et Lavy emploient également une stratégie assortie non paramétriquement contrôlée pour des différences de scores avant le traitement. C'est accompli en divisant la distribution des scores aux tests avant le traitement de 1994 en quartiles. Ils comparent alors les scores après le traitement (1996) des élèves des groupes contrôle et de traitement dans chaque quartile. L'étape finale dans cette méthode est de produire un simple contraste traitement-contrôle à partir des 4 groupes par l'établissement d'une moyenne à travers des groupes utilisant le nombre d'élèves traités dans chaque groupe. En supposant que le traitement est indépendant des scores aux tests conditionnels, c'est la stratégie assortie qui produit une estimation de l'effet moyen de traitement sur les élèves traités dans un modèle avec des effets hétérogènes de traitement (Rubin, 1977 ; Card et Sullivan, 1988 ; Angrist, 1998).

En conclusion, notons que les stratégies d'estimation discutées dans cette section impliquent l'assortissement (faire correspondre) des élèves des groupes de traitement et de contrôle et pas les écoles de traitement et de contrôle. C'est parce que les élèves sont l'unité d'observation, Angrist et Lavy veulent que les élèves du groupe contrôle soient comparables aux élèves du groupe de traitement. Pour certaines estimations de régression, cependant, ils limitent leur échantillon des écoles des groupes contrôle et de traitement où les scores moyens des tests au niveau de l'école sont semblables dans les deux groupes. C'est utile s'il y a quelque chose de spéciale au sujet des écoles de traitement (effets aléatoires de l'école) qui ne peut pas être saisie en assortissant des élèves sur des caractéristiques personnelles et des scores aux tests précédents. L'inconvénient de l'assortissement des écoles est que l'information sur beaucoup d'élèves est rejetée.

Les résultats empiriques des effets de la formation des enseignants sont relatifs aux estimations des différences des effets de la formation, de la régression et des estimations additionnelles.

### **6.3. Résultats empiriques des effets de la formation des enseignants**

#### **6.3.1. Estimations des différences des effets de la formation**

Les résultats pour les écoles séculaires ne montrent aucun changement crucial des scores aux tests dans les écoles du groupe contrôle entre 1994 et 1996. Par exemple, des scores en lecture ont chuté de 0,06 et en maths, de 0,05, mais ni l'un ni l'autre de ces changements n'est sensiblement différent de 0. En revanche, les scores aux tests ont augmenté de manière significative dans les écoles du groupe de traitement, à la fois en termes absolu et relatif dans les écoles du groupe contrôle. Ainsi, l'estimation des différences est basée, de 1994 à 1996, sur des changements de 0,62 en lecture et 0,46 en mathématiques. Ceci implique que le programme a accru les scores aux tests approximativement de 0,5 écart-type à la fois en lecture et en mathématiques. Les estimations sont moindres de 1994 à 1995 quand les changements sont employés, particulièrement pour les scores en mathématiques. Cependant, des scores en mathématiques dans les écoles de traitement se sont accrus entre 1994 et 1995, et entre 1995 et 1996, alors que les scores en lecture ont seulement augmenté entre 1994 et 1995 (Angrist et Lavy, 2001).

Les données pour les écoles religieuses n'incluent pas les scores en lecture pour 1996. Entre 1994 et 1995, les scores aux tests dans les écoles religieuses du groupe de traitement sont tombés brusquement en termes absolus et relatifs par rapport aux écoles du groupe contrôle. Comme c'est remarquable, le traitement dans les écoles de traitement a commencé seulement en septembre 1995 (c'est-à-dire au début de l'année scolaire 1996). Ainsi, le déclin des scores de 1994-1995 dans les écoles traitées est probablement indépendant de l'intervention. Une conséquence du déclin, au cours de l'année avant le traitement, est que les estimations des effets des différences de la formation sur les scores en maths sont positifs quand 1995 comme l'année de référence et négatifs quand 1994 l'est, en 1994. La sensibilité au choix de l'année de référence implique que des suppositions à la base de la stratégie des

différences ne sont pas satisfaisantes (Ashenfelter et Card, 1985). En fait, les résultats pour les écoles religieuses semblent généralement moins fiables et plus difficiles à interpréter que pour les écoles séculaires. L'échantillon religieux traité inclut moins de 100 élèves, de deux écoles seulement. D'ailleurs, Angrist et Lavy n'ont pas de données sur les inputs dans les écoles religieuses de contrôle, tandis que les données sur les écoles traitées montrent réellement un déclin dans la formation pédagogique entre 1994 et 1995.

### **6.3.2. Estimations de la régression**

Les comparaisons des moyennes par statut de traitement prouvent que des élèves dans les écoles traitées ont eu les scores aux tests inférieurs à ceux des élèves dans les écoles de contrôle en 1994, avant que le traitement ait commencé. Ainsi, les élèves dans les deux ensembles d'écoles ne sont pas directement comparables. La stratégie des différences est motivée par un modèle où la différence entre les élèves dans les écoles de traitement et de contrôle est capturée par l'effet fixe dans l'équation (4a),  $\Phi_i$ . Les estimations des différences n'ont pas une interprétation causale, cependant, si les scores inférieurs avant traitement dans les écoles de traitement sont dus aux scores temporairement bas par opposition aux différences permanentes. Dans ces cas ci, l'augmentation des scores aux tests des écoles de contrôle indépendamment de l'effet du programme, produit de fausses estimations positives des effets du traitement (Ashenfelter et Card, 1985).

Pour éviter ce biais, l'approche de la régression qui vient d'être discutée remplace la supposition des effets fixes selon laquelle les élèves dans les écoles de traitement et de contrôle sont conditionnellement comparables sur les scores aux tests passés et d'autres variables observées.

Les estimations de traitement sur les scores de 1995 et 1996 dans les modèles qui ne sont pas de contrôle pour des scores aux tests avant le traitement sont négatives. Ces estimations négatives ne sont pas étonnantes puisque des élèves dans les écoles traitées ont eu les scores aux tests inférieurs avant que le traitement ait commencé, et depuis, cette différence n'est pas expliquée par les variables incluses. Pour le contrôle des scores de 1994, cependant, les effets de



traitement deviennent positifs en 1995 et en 1996, et au moins marginalement significatifs en 1996, si des variables autres que les scores de 1994 sont inclus. Par exemple, l'effet du traitement sur les scores en lecture de 1996 est 0,32 avec l'erreur type corrigée de 0,13 dans un modèle avec les scores traités et l'ensemble étendu des variables contrôles (scores étendus de 1994). La limitation des variables réduit l'estimation à 0,25. L'estimation en mathématiques pour les scores au test traités et l'ensemble complet des variables est 0,26 avec une erreur type de 0,15. Pour les scores en mathématiques et en lecture, c'est environ 50% plus grandes que les différences correspondantes, suggérant que les estimations des différences sont biaisées vers le haut.

En plus des résultats pour l'échantillon complet des écoles séculaires, Angrist et Lavy ont aussi calculé les résultats de la régression pour un échantillon assorti avec des scores moyens semblables au niveau de l'école en 1994 dans les écoles de traitement et de contrôle aussi comparables que possible. C'est une procédure non paramétrique pour faire des écoles de traitement et de contrôle aussi comparables que possible. Ce dispositif de cette approche est attrayant parce qu'il réduit la probabilité du biais des effets de l'école lesquels sont corrélés avec le statut du traitement. L'échantillon assorti a été construit en choisissant des groupes ou des paires des écoles de traitement et de contrôle où la différence des scores moyens en mathématiques en 1994 est moins de 1 écart type. Les écoles de traitement pour lesquelles aucune école contrôle ne pourrait être trouvée avec des scores moyens comparables ont été rejetées et vice versa. Le sous échantillon assorti inclut 5 écoles de traitement et 3 écoles contrôles. L'assortissement élimine effectivement les différences de scores en maths de 1994, de traitement et de contrôle, cependant, pas les scores en lecture. Comme Angrist et Lavy ne peuvent pas assortir très étroitement les écoles sur les scores de lecture en 1994, ainsi, ils emploient le même échantillon assorti pour l'analyse à la fois pour les scores de mathématiques et de lecture.

Bien qu'ils soient moins précis, les résultats pour les scores en mathématiques dans le sous échantillon assorti sont généralement semblables à ceux de l'échantillon complet. Une importante différence, cependant, est que depuis que les écoles ont été déjà choisies pour avoir des scores de maths similaires en 1994, les

effets prévus sur les scores de maths en 1996 sont positifs même sans scores de contrôle de 1994. Par exemple, l'estimation d'un modèle avec l'ensemble des variables contrôles est de 0,241 avec une erreur type corrigée de 0,19. Pour des scores en lecture, les résultats de l'échantillon choisi aléatoirement montrent de plus petites lacunes de traitement en 1994 que dans l'échantillon complet, mais la différence par statut de traitement pour les scores de lecture en 1994 n'est pas complètement éliminée. Pour le contrôle des scores de lecture en 1994, l'effet prévu sur les scores de lecture en 1996 est positif comme avant, cependant, pas significativement différent de 0 et plus petit que dans l'échantillon complet.

Les résultats des estimations de la régression pour les écoles religieuses sont pour les scores en maths seulement, puisqu'il n'y a aucun score de lecture en 1996 (la seule année après le traitement dans les écoles religieuses). Les scores au test dans les écoles traitées sont plus élevés en 1994 mais s'abaissent beaucoup en 1995, d'où des variables sont incluses dans la régression. Contrairement aux estimations pour les écoles séculaires, ajouter les scores de 1994 à l'équation des scores de 1996 fait réellement l'effet prévu du traitement plus négatif. Cependant, les modèles qui incluent les scores de 1995 comme une variable contrôle, les résultats entraînent un effet positif du traitement (cependant pas significativement différent de 0). Cette sensibilité au choix de la variable traînée de contrôle est semblable au choix observé de l'année de référence dans les estimations des différences pour les écoles religieuses. En conclusion, ajouter à la fois les scores avant le traitement à la régression pour les écoles religieuses mène à une estimation négative très petite qui n'est pas significativement différente de 0. Puisque les écoles religieuses de traitement et de contrôle ont clairement différencié à la fois avant le traitement, la dernière estimation semble être plus plausible. L'absence d'un effet dans les écoles religieuses peut être due au fait que le programme de formation a commencé plus tard que dans les écoles séculaires et parce que l'échelle de l'intervention dans les écoles religieuses est plus petite.

### **6.3.3. Estimations additionnelles**

Comme contrôle finale sur les estimations pour les écoles séculaires, Angrist et Lavy ont assorti différents élèves sur la base de leurs scores aux tests en 1994, au

lieu de la moyenne de l'école. Un avantage du choix aléatoire des élèves plus que celui des écoles est que, à la fois pour la lecture et les maths, il est possible de trouver des élèves avec des scores semblables en 1994 dans toutes les écoles de traitement et de contrôle quoique leurs moyennes de l'école puissent différer. La stratégie correspondante de l'élève a été mise en application en divisant la distribution des scores aux tests de 1994 en quartiles en comparant des scores de traitement et de contrôle dans chaque quartile, et puis en additionnant les effets de traitement quartile par quartile dans une seule moyenne mesurés avec des poids donnés par la distribution des observations traitées à travers des quartiles. Supposer la seule différence entre les élèves de traitement et de contrôle sans compter que le traitement est leurs scores de 1994, ce procédé produit une estimation non paramétrique de l'effet du traitement sur le traité. Angrist et Lavy ont choisi d'assortir des élèves sur la base des quartiles de la distribution des scores de 1994 puisqu'il s'avère que la division dans chacun des quatre groupes est assez pour éliminer presque toutes les différences de traitement et de contrôle dans les scores aux tests de 1994.

La seule différence significative à l'intérieur du quartile de traitement et de contrôle dans les scores de 1994 est pour les maths dans le premier quartile. L'effet moyen global du statut de traitement sur les scores de 1994 (c'est-à-dire la moyenne à travers des quartiles mesurés par le nombre traité dans chaque quartile) est 0,31 avec une erreur type de 0,031 pour les maths et de 2,052 avec une erreur type de 0,04 pour la lecture. Ceci suggère que la stratégie du quartile correspondante équilibre les groupes de traitement et de contrôle.

Tous les contrastes à l'intérieur du quartile pour 1996 sont positifs et, dans certains cas, individuellement significatifs. L'estimation assortie de combinaison est de 0,25 avec une erreur type de 0,16 pour des scores de lecture. Les estimations assorties pour des scores de mathématiques sont pratiquement identiques aux estimations de régression correspondantes. Ainsi, ces résultats renforcent la constatation selon laquelle les élèves avec les mêmes scores aux tests en 1994 ont amélioré en 1996 s'ils étaient dans les écoles où les enseignants ont reçu la formation additionnelle (Angrist et Lavy, 2001).

Le septième chapitre, relatif à l'effet de la formation des enseignants contractuels, montre en détail la méthodologie utilisée et l'effet du type de formation sur les acquisitions scolaires.

## **Chapitre7 : L'effet de la formation des enseignants contractuels**

### **7.1. Introduction**

En 1998, la Guinée Conakry a mis en place un dispositif novateur de recrutement et de formation initiale des maîtres: le Programme de Formation Initiale des Maîtres en Guinée (FIMG). L'objectif était de résorber le déficit estimé à 2000 maîtres cette année-là, quand toutes les Ecoles Normales d'Instituteurs (ENI) réunies ne pouvaient former que 200 enseignants par an. Le dispositif devait permettre, en outre, de repenser les programmes de formation des maîtres et d'en réduire la durée et le coût. Deux modes de formation sont alors mis en place: un cycle court, dit de formation d'urgence, et un cycle long, dit de formation régulière.

Le cycle court, dit FIMG 3-9-3, se structure en trois périodes de formation: trois mois à l'ENI en cours théorique, neuf mois de formation pratique avec responsabilité entière d'une classe et trois autres mois de formation théorique à l'ENI. Ce cycle a permis de répondre à la demande urgente de recrutement de 2000 enseignants pour l'année scolaire 1998-1999 et trois cohortes ont été formées selon cette modalité: les cohortes N°1, 4, et 6. Le cycle long comporte quant à lui deux phases de formation: une formation théorique en institution de neuf mois et une formation pratique de neuf mois avec responsabilité entière d'une classe. La formation en institution de neuf mois comporte trois stages pratiques d'observation, d'imprégnation et de responsabilité. Quatre cohortes ont été formées selon cette formule: N°2, 3, 5 et 7.

Ainsi, de 1998 à 2002, sept cohortes de maîtres sont mises à la disposition du système éducatif guinéen en complément des enseignants formés, en parallèle selon l'ancienne formule, soit trois ans dans les ENI. Le déroulement du programme est ponctué d'une série d'études: une première évaluation thématique sur la formation initiale des maîtres en Guinée et la double vacation (PASEC, 2002), l'évaluation des compétences pédagogiques des maîtres (CIDE, 2002), l'étude de la gestion des contractuels et de leur effet sur le système éducatif (MEPUEC/ADEA, 2001) et une étude de cas, également produite par l'ADEA (2004).

Cette nouvelle évaluation intervient donc après la sortie de sept cohortes d'enseignants et poursuit le même objectif que les autres évaluations thématiques menées par le PASEC: déterminer l'influence du statut et de la formation des enseignants sur les acquisitions scolaires des élèves. A cette fin, les acquisitions scolaires des élèves sont mesurées par des tests standardisés en français et en mathématiques, administrés à un échantillon de 2ème et 5ème année de l'enseignement primaire, en début et en fin d'année scolaire. Les acquisitions des élèves sont mises en relation avec des données contextuelles relatives aux conditions d'enseignement sur une année scolaire afin de pouvoir isoler l'effet du statut et de la formation de l'enseignant (PASEC, 2006). Les aspects méthodologiques sont traités dans la section qui suit.

## **7.2. Méthodologie**

La question de la méthodologie est centrale pour les évaluations de type PASEC. Elle se pose particulièrement quand il s'agit d'une évaluation thématique comme c'est le cas pour le programme FIMG. Elle concerne le problème de l'échantillonnage, de choix d'un modèle explicatif, d'instruments et de dispositif de collecte des données.

Le modèle explicatif est le même pour les études thématiques PASEC consacrées aux enseignants contractuels. Il s'agit de comparer différentes catégories d'enseignants à travers les acquisitions de leurs élèves. Divers types de maîtres sont donc comparés en fonction de leur statut et de leur formation professionnelle initiale pour identifier ceux avec lesquels les élèves progressent le plus.

Des tests de français et de mathématiques sont administrés aux élèves en début et en fin d'année, non pas pour faire un bilan des acquisitions des élèves, mais plutôt pour les comparer et analyser les variations de leurs scores. Des questionnaires simples sont administrés aux maîtres et aux élèves en début d'année, et en fin d'année, des questionnaires plus détaillés aux maîtres et directeurs.

L'échantillonnage est construit sur la base des enseignants FIMG et ENI et non sur la base des élèves, même si ces derniers sont pris en compte, les

performances des maîtres étant mesurées à partir de leurs acquisitions. Pour ces raisons, le PASEC n'établira pas de comparaison des scores moyens avec les résultats de 1999 ni avec ceux d'autres pays. L'échantillon n'est donc pas strictement représentatif de l'ensemble des élèves, mais leur nombre élevé et le fait qu'il couvre l'ensemble du territoire national permet d'avoir des estimations intégrant relativement bien la diversité des situations scolaires des enseignants.

La mobilisation de techniques économétriques permet d'estimer l'effet net de la formation des enseignants sur les acquisitions, et malgré leurs limites, de dégager des tendances. La partie qui suit présente l'analyse des performances des enseignants, grâce à l'analyse multi variée ou économétrique (PASEC, 2006).

L'effet du type de formation sur les acquisitions scolaires s'observe à travers les résultats des études thématiques, les scores moyens en Guinée et l'effet de la formation pédagogique des enseignants sur les acquisitions.

### **7.3. L'effet du type de formation sur les acquisitions scolaires**

#### **7.3.1. Les résultats des études thématiques**

L'objectif de cette section est de se référer aux travaux du PASEC dans d'autres pays afin de mieux illustrer les résultats en Guinée. La question des enseignants contractuels a également été analysée au Togo, au Mali et au Niger, sans compter la première évaluation des FIMG de 1999 dont les résultats sont exposés plus bas (PASEC, 2006).

Notons que la problématique du recrutement et de la formation des enseignants est la même dans beaucoup de pays africains. Plusieurs types d'enseignants coexistent et deux catégories principales se dégagent: les enseignants fonctionnaires, recrutés dans la fonction publique et ayant souvent une formation de longue durée (1 à 3 ans), dans des écoles de formation d'instituteurs et les enseignants contractuels, ayant généralement un cycle de formation initiale court complété par des formations pratiques en cours d'emploi. Les salaires entre les deux catégories sont très différents, les fonctionnaires étant toujours mieux payés et ayant

une sécurité d'emploi assurée. Le lien entre la qualité de l'éducation, le statut et la formation des enseignants suscite l'intérêt des autorités politiques de plusieurs pays qui ont commandé des études thématiques au PASEC. La méthodologie employée est la même que pour la présente étude, on cherche à isoler l'effet net du statut et de la formation de l'enseignant sur les acquisitions scolaires des élèves, mesurées en début et en fin d'année.

#### **7.3.1.1. Togo**

Au moment de l'évaluation PASEC (2004) au Togo, trois types d'enseignants étaient recensés: des fonctionnaires ayant reçu une formation professionnelle d'un an à trois ans, des enseignants auxiliaires recrutés par l'Etat, sans formation initiale, mais avec un recyclage de trois mois pour certains d'entre eux, et enfin, des enseignants temporaires ou volontaires également sans formation professionnelle.

Il ressort de l'étude PASEC que les enseignants contractuels « formés » qui ont pu bénéficier d'une formation de recyclage font autant progresser leurs élèves que les enseignants fonctionnaires, que ce soit en début ou en fin de cycle. En revanche, les enseignants contractuels « non formés » sont moins performants, notamment en début de cycle (-37% d'écart-type en moyenne). Ainsi, au Togo, au-delà du statut, c'est la formation professionnelle qui joue un rôle déterminant (PASEC, 2004).

#### **7.3.1.2. Mali**

Le Mali, à l'instar de beaucoup de pays africains, a effectué un recrutement massif de maîtres contractuels pour étendre la scolarisation primaire. Certains contractuels ont suivi la même formation que les fonctionnaires et d'autres n'ont suivi que trois mois de formation. Les contractuels des collectivités ne sont pas pris en compte puisque le statut venait d'être créé au moment de l'étude.

L'objectif de l'étude était d'évaluer l'incidence de ces enseignants sur la qualité de l'enseignement fondamental public en se basant sur des éléments factuels.



Au sujet du statut des enseignants, les résultats obtenus ont le mérite d'être sans ambiguïté: quel que soit le niveau considéré, 2ème ou 5ème année, les élèves qui ont été scolarisés durant l'année de l'évaluation avec des enseignants contractuels ont en moyenne de meilleurs résultats que leurs camarades scolarisés avec des enseignants titulaires, toutes choses étant égales par ailleurs. On remarque que ces différences se créent surtout en mathématiques et que la situation est particulièrement flagrante en 2ème année (PASEC, 2002).

### **7.3.1.3. Niger**

Dans le système éducatif du Niger, coexistent des enseignants titulaires (fonctionnaires de l'Etat) et des enseignants volontaires (contractuels de l'Etat). Les titulaires ont reçu une formation initiale de un ou de deux ans dans une école normale alors qu'une partie seulement des contractuels a reçu une formation initiale. De plus, la formation initiale reçue par certains contractuels est identique à celle reçue par les titulaires.

L'étude n'a pas révélé d'effet clair du statut des maîtres: en 2ème année, la tendance est plutôt en faveur des contractuels, mais en 5ème année, la différence n'est pas significative. La comparaison des deux catégories de contractuels fait ressortir un résultat paradoxal: les résultats des maîtres ayant reçu une formation professionnelle longue sont moins bons que ceux de leurs homologues ayant suivi une formation courte.

En définitive, on peut affirmer que la politique de recrutement des enseignants contractuels n'a pas engendré une dégradation sensible de la qualité de l'enseignement dans les écoles de l'enseignement de base au Niger. Si l'on tient compte du fort impact qu'a eu cette politique sur la scolarisation, on peut dresser un bilan positif (PASEC, 2004).

Le statut de contractuels n'est pas systématiquement associé à des acquisitions plus faibles pour les élèves. Il faut cependant noter que le statut des enseignants est lié à d'autres facteurs telles que l'ancienneté, la formation professionnelle et la motivation et qu'il est difficile d'isoler l'effet net de chacun de ces

facteurs. De plus, tous ces résultats doivent s'interpréter dans un contexte général de faible qualité de l'éducation

Les scores moyens en Guinée sont celles de la deuxième année et ceux de la cinquième année.

### **7.3.2. Les scores moyens en Guinée**

Il est possible de distinguer trois catégories d'enseignants contractuels selon la durée de la formation initiale théorique reçue (six, neuf ou douze mois), la formation pratique avec responsabilité entière d'une classe étant toujours de neuf mois. Il s'agit des FIMG 3-9-3, des FIMG 9-9 et des FIME 9-9-3.

Afin de mettre en évidence l'incidence éventuelle de la formation pédagogique initiale de l'enseignant sur les acquisitions des élèves, le PASEC procède en deux étapes. Dans un premier temps, il va comparer les scores moyens des élèves pour chaque catégorie d'enseignants. Ensuite, il analysera la relation entre la formation de l'enseignant et les acquisitions scolaires des élèves avec une modélisation statistique multi variée (PASEC, 2006).

Dans cette partie de modélisation multi variée, il étudie l'incidence de la formation pédagogique initiale de l'enseignant sur les progressions scolaires des élèves. Une simple comparaison du niveau des scores moyens des élèves de chaque catégorie d'enseignants ne suffit évidemment pas à identifier la catégorie la plus efficace. Elle permet toutefois de dégager certaines tendances utiles pour la suite des analyses.

### **7.3.2.1. Les scores de 2<sup>ème</sup> année**

Au CP2, les scores moyens de fin d'année des élèves des enseignants FIMG/FIME sont supérieurs à ceux obtenus lorsque l'enseignant a reçu une formation classique ENI, que ce soit en début d'année qu'en fin d'année.

Entre les diverses variantes de la formation FIMG, les élèves des enseignants FIMG 9-9 ont des résultats significativement (au seuil de 1%) supérieurs à ceux des élèves des enseignants FIMG 3-9-3 et FIME. Entre ces deux dernières variantes de la formation FIMG, les élèves des FIMG 3-9-3 ont des résultats moyens significativement supérieurs (au seuil de 1%) à ceux des élèves des FIME.

### **7.3.2.2. Les scores de 5<sup>ème</sup> année**

Au CM1, les scores moyens de fin d'année des élèves des enseignants FIMG/FIME sont supérieurs à ceux des élèves des enseignants ENI, que ce soit en fin d'année qu'en début d'année.

Toutefois, comparativement au classement observé au CP2, les formations associées aux scores les plus élevés changent en fonction des diverses variantes de programme FIMG. Les élèves des enseignants FIMG 3-9-3 ont des résultats qui ne sont pas significativement différents de ceux de leurs camarades encadrés par des enseignants FIME et leurs scores moyens sont significativement supérieurs à ceux des élèves des maîtres FIMG 9-9.

Ces premiers résultats laissent penser à une plus grande performance des enseignants FIMG/FIME par rapport aux enseignants ENI. Ces résultats peuvent s'expliquer par des facteurs autres que la formation pédagogique initiale.

Il s'agit par exemple des acquis des élèves en début d'année. En effet, les élèves des enseignants FIMG/FIME ont déjà de meilleurs résultats en début d'année que leurs camarades. Mais d'autres facteurs tels que l'environnement familial de l'élève, le mode d'organisation de la classe, la possession de manuels scolaires, sont susceptibles d'avoir un effet sur ses résultats.

L'effet de la formation pédagogique des enseignants est évalué sur les acquisitions scolaires des élèves de la 2<sup>ème</sup> année et ceux de la 5<sup>ème</sup> année.

### **7.3.3. L'effet de la formation pédagogique des enseignants sur les acquisitions**

L'analyse multi variée a pour objectif d'analyser les effets nets sur la progression des élèves, différents facteurs pouvant intervenir dans le processus d'apprentissage. Les résultats rapportés confirment en partie les tendances dégagées précédemment. Toutes choses égales par ailleurs, c'est-à-dire, compte tenu des conditions de scolarisation, des caractéristiques de l'élève et de son environnement, les élèves des enseignants contractuels FIMG ont en moyenne de meilleurs résultats que leurs camarades scolarisés avec des enseignants ENI en 2<sup>ème</sup> année. Cependant, on ne peut pas tirer la même conclusion pour les élèves de 5<sup>ème</sup> année.

Les liens ténus entre l'ancienneté du maître, son niveau de formation académique et sa formation pédagogique initiale engendrent certaines contraintes techniques. Un lien étroit est source de redondance d'information entre ces deux variables surtout dans les classes de CM1. Les techniques statistiques mises en oeuvre ne permettent pas de dissocier nettement l'impact de l'ancienneté du maître et de sa formation académique de celui de sa formation pédagogique sur les progrès des élèves. Quand on introduit les trois variables dans l'analyse, leurs impacts respectifs peuvent être sous-estimés. Néanmoins, comme on observe très peu de variabilité de l'ancienneté et du niveau de formation académique entre enseignants FIMG, on peut donc comparer l'effet du type de formation FIMG sur les acquisitions. Par contre, comme l'ancienneté et la formation académique varient entre ENI et FIMG, il faut être plus prudent lorsqu'il s'agit de comparer ces deux catégories d'enseignants. La catégorie ENI servira alors de catégorie de référence pour comparer les types de formation FIMG.

Pour la cinquième année, les modèles multi variés utilisés ne permettent donc pas de mettre en évidence un impact positif lié à certains types de formation professionnelle initiale du maître. De même, l'ancienneté du maître n'est pas statistiquement liée aux résultats des élèves. On pourrait donc penser que ce constat

va à l'encontre de la théorie qui suppose une efficacité plus grande des enseignants chevronnés. Mais en ce qui concerne l'analyse portant sur la deuxième année, la tenue fréquente (au moins une fois toutes les deux semaines) de réunions pédagogiques dans les écoles entre maîtres et directeurs peut atténuer ce constat car ces réunions, en plus d'avoir un impact positif sur les acquis scolaires, pourraient être aussi l'occasion de partage entre enseignants expérimentés et jeunes enseignants.

### **7.3.3.1. Les scores de 2<sup>ème</sup> année**

On constate qu'en moyenne, les élèves des enseignants FIMG, toutes formules confondues, obtiennent de meilleurs résultats (16,5% d'écart-type en plus) lorsque l'on considère le français et les mathématiques ensemble. Cette différence est significative au seuil de 5%. Cette tendance se maintient en considérant les disciplines séparément. La meilleure performance observée en français et en mathématiques des élèves des enseignants FIMG en 2<sup>ème</sup> année n'est pas attribuable à une des deux disciplines en particulier.

Ainsi, les élèves de CP2 des enseignants FIMG (comparativement à ceux des enseignants ENI) ont en moyenne des résultats de fin d'année significativement plus élevés, et ceci semble particulièrement vrai lorsque l'enseignant est FIMG 3-9-3. La comparaison des différentes formules de FIMG aux ENI fait ressortir le fait que les élèves des maîtres FIMG ont des résultats de fin d'année significativement meilleurs en français et en mathématiques comparativement aux élèves des maîtres ENI.

Les résultats ne permettent toutefois pas de dire laquelle des deux formules, 3-9-3 ou 9-9, est la meilleure. Les estimations des gains en points de résultats des élèves des maîtres FIME, relativement aux élèves des autres maîtres, ne sont pas significatives. Le nombre relativement faible d'enseignants de cette catégorie est à l'origine d'une trop grande imprécision dans les estimations de l'effet propre des FIME sur les progrès des élèves.

### 7.3.3.2. Les scores de 5<sup>ème</sup> année

En ce qui concerne les résultats globaux de français et de mathématiques, il apparaît qu'en moyenne les résultats de fin d'année des élèves des enseignants FIMG ne se distinguent pas des résultats des autres élèves. Cette tendance reste vraie lorsque seuls les résultats par discipline sont étudiés.

Une comparaison des résultats des élèves des enseignants FIMG à ceux des enseignants ENI, (les autres enseignants étant exclus), ne permet pas de mettre en évidence de corrélation significative entre scores de fin d'année et type de formation, quelle que soit la discipline.

En considérant les résultats des élèves des FIME, une remarque s'impose: les scores des élèves des FIMG 9-9 sont significativement supérieurs à ceux des FIME, quelle que soit la discipline, et les deux disciplines prises globalement. En 5<sup>ème</sup> année, une fois contrôlées les autres caractéristiques, les élèves des enseignants FIMG/FIME ont des scores de fin d'année qui semblent plus élevés que ceux de leurs camarades. Ceci est particulièrement le cas des élèves des enseignants FIMG 3-9-3 (comme on peut le constater avec les scores de français). Les maîtres FIMG 3-9-3 semblent associés, toutes choses égales par ailleurs, à de meilleurs scores des élèves que les maîtres FIMG 9-9, mais cette corrélation n'est significative uniquement que pour les acquis de français (PASEC, 2006).

Le huitième chapitre, relatif aux effets enseignants et aux effets classes, se focalise sur l'effet des caractéristiques des enseignant et celles des classes sur la réussite scolaire des élèves.

## **Chapitre 8 : Réussite scolaire : effets enseignants et effets classes**

### **8.1. L'effet des caractéristiques des enseignants**

A propos de l'impact de quelques facteurs scolaires sur les résultats en mathématiques et en français des élèves de la 2<sup>ème</sup> et 5<sup>ème</sup> années primaire dans cinq pays participant au programme PASEC (Burkina Faso, Cameroun, Côte d'Ivoire, Sénégal et Madagascar), les chercheurs ont montré que, sur les 16 facteurs scolaires utilisés dans le modèle de régression, 13 ont un impact significatif sur les apprentissages, mais il est difficile de dresser un tableau cohérent. Le fait d'avoir une mère enseignante et un père qui a reçu une formation professionnelle initiale produit un impact positif au grade 5. Les redoublements semblent avoir un impact négatif sur le niveau des acquis scolaires, tout comme la formation continue des enseignants. Ceci incite à rechercher des effets non linéaires dans ce type de modélisation (Demeuse, Baye, Straeten, Nicaise, Matoul, 2005).

Le facteur «enseignant» peut être étudié à l'aide de trois variables : le niveau de recrutement de l'enseignant, sa formation professionnelle initiale et sa participation à la formation continue.

L'influence du niveau de recrutement des enseignants du primaire sur la réussite scolaire des élèves est étudiée pour trois catégories d'enseignants : ceux qui sont arrivés au mieux en 10<sup>ème</sup> année d'études, ceux qui sont allés au-delà de ce niveau mais sont sortis du cycle secondaire sans diplôme, ceux qui ont au moins le baccalauréat.

D'une manière générale, le gain d'efficacité dans l'enseignement primaire est faible quand on passe de la première catégorie d'enseignants à la deuxième catégorie, mais employer des enseignants de la troisième catégorie n'a pas d'effet positif sur les élèves, et peut même avoir un impact négatif. Le résultat global de cette analyse est que la relation entre le nombre d'années d'études de l'enseignant et le rendement scolaire est faible et non statistiquement significative.

De manière générale, il semble que la formation initiale a un impact positif. Mais, dans certains cas, on observe qu'elle a un effet inverse. Les enseignants de 5<sup>ème</sup> année qui ont bénéficié d'une année de formation au Burkina Faso ou au Cameroun obtiennent de moins bons résultats que ceux qui n'ont reçu aucune formation. Le même phénomène s'observe au Sénégal chez les enseignants qui ont suivi deux

années de formation plutôt qu'une. Il semble donc que, dans certains cas, la formation puisse être totalement inefficace. Un complément de recherche s'avère nécessaire.

Les données sur l'impact de la formation continue dans quatre pays montrent que, sauf pour les enseignants de 2<sup>ème</sup> année au Sénégal, une seule période de formation n'apporte pas d'effet positif - et peut même avoir un effet négatif - alors que plusieurs périodes de formation ont un impact positif notable. Ce constat suggère que la formation paie lorsqu'elle est répétée (UNESCO, 2000). De même, les résultats du PEIC concernant la formation initiale et continue des enseignants témoignent d'une très grande instabilité, dans un contexte de significativité statistique réduite de l'impact sur les acquisitions des élèves (Demeuse et al., 2005).

Un résultat qui mériterait d'être confirmé dans les analyses PASEC est l'impact positif des activités en dehors de l'école de l'enseignant sur la progression des élèves. Ce résultat, à priori surprenant, indique que si le professeur exerce une autre activité en dehors de l'école, le niveau d'acquisition des élèves est généralement meilleur. Ceci suggérerait que les activités en dehors de l'école reflètent l'initiative du maître. Pour tenter de segmenter ces effets d'initiatives, on décrit les différentes activités prises en considération, l'impact semble prononcé pour les activités les plus liées à l'enseignement. Toujours pour les variables liées au maître, les questions du questionnaire PASEC liées à l'absentéisme et à la motivation professionnelle paraissent agir significativement, tout en montrant des différences d'impact assez sensibles suivant les pays étudiés. Compte tenu de la faiblesse des impacts et des écarts de pays à pays, les items testant les méthodes pédagogiques suivies par le maître ne paraissent pas influencer les résultats dans les enquêtes PASEC. Seul le nombre de devoirs corrigés exerce un effet significatif sur les apprentissages.

De nombreuses recherches sur les caractéristiques des enseignants, des classes et des écoles ont été entreprises. Certaines études avaient pour but de déterminer la relation entre le rendement de l'élève ou d'autres mesures d'apprentissage, et des caractéristiques du professeur comme l'âge, la durée et le type de la formation initiale, le nombre d'années de service, les attitudes et les salaires. Beaucoup de ces recherches sont résumées par Barr (1948). Des études nationales à grande échelle, comme celle de Coleman et al (1966) in Bloom (1979) aux Etats Unis, ont notamment porté sur la relation entre le rendement scolaire dans



différentes matières et certaines des caractéristiques du professeur que nous venons de mentionner. En général, les relations sont relativement faibles. Tellement faibles que les caractéristiques des enseignants expliquent rarement plus de 5% de la variance du rendement de leurs élèves - et généralement beaucoup moins.

Nombreuses ont été aussi les études entreprises sur les caractéristiques de la classe ou de l'école. Elles portent sur des variables comme le nombre d'élèves, l'équipement et les installations, les dépenses par élève, l'organisation et l'administration scolaire. Ici aussi, la relation entre le rendement de l'élève et ces variables fournit rarement des corrélations qui expliquent plus de 5% de la variance du rendement. Ces résultats ne sont infirmés que lorsque la variable classe ou école reflète une sélectivité basée, notamment, sur l'intelligence générale, le statut socio-économique, ou des projets d'études ultérieures (Bloom, 1979).

Le comportement des enseignants et la qualité de leur enseignement sont parmi les principaux éléments dont il faut tenir compte et qu'il importe d'étudier quand on cherche à accroître la qualité de l'éducation. En effet, «toute amélioration réelle de l'éducation dont bénéficient les élèves dépend en très grande mesure de la qualité de l'instruction qui leur est dispensée. En termes un peu différents, l'efficacité de l'éducation dépend fortement de l'efficacité des enseignants» (Anderson, 1992, p. 14).

Dans les pays en voie de développement ce lien est d'autant plus fort que:

«les enseignants jouent un rôle clé dans le processus éducatif et qu'ils sont dans la plupart des pays en développement le principal sinon l'unique véhicule du savoir transmis à l'école» (Caillods et Postlethwaite, 1989, p. 144).

Les facteurs au moyen desquels les enseignants influent sur les résultats scolaires peuvent être regroupés en deux grandes catégories, soit leurs caractéristiques individuelles et leurs activités d'enseignement. Les caractéristiques individuelles (ce que sont les enseignants) sont: les caractéristiques individuelles des enseignants et leur niveau de qualification. Quant aux activités d'enseignement (ce qu'ils font), il s'agit de leurs pratiques pédagogiques.

Aux caractéristiques des enseignants et à leurs pratiques s'ajoutent deux autres groupes de variables concernant les facteurs liés au processus d'apprentissage: le niveau de dotation en matériel de l'école et le degré de couverture du programme scolaire annuel. Ces deux derniers facteurs sont de type institutionnel (Diambomba, Ouellet, Moisset et Bouazzaoui, 1996).

Les caractéristiques des enseignants prises en compte sont le sexe, l'âge et le niveau de qualification des enseignants.

### **8.1.1. Le sexe**

Dans une recherche réalisée au Togo, Jarousse et Mingat (1989) ont trouvé au Togo que les enseignantes tendent à être plus efficaces que les enseignants. Selon eux, ce résultat est surprenant car les femmes, en plus de l'enseignement, doivent s'occuper du travail domestique. Mais c'est probablement parce que les femmes sont plus proches des enfants en bas âge que les hommes, et certains diraient aussi que c'est parce qu'elles sont plus patientes qu'elles sont plus efficaces. C'est seulement au Puebla que le genre des enseignants semble jouer un rôle. Les résultats des enseignantes sont meilleurs dans la zone urbaine moyenne, mais ils sont plus mauvais dans la zone urbaine marginale et dans les zones rurales (Carron et Chau, 1998).

Il semble que le genre est assez discriminant vis-à-vis des acquisitions des élèves en arabe, c'est-à-dire que le fait d'être scolarisé avec un enseignant plutôt qu'une enseignante conduit les enfants de caractéristiques comparables à gagner marginalement (+3,1 points) sur les acquisitions en arabe. Ce résultat remet en cause le raisonnement à priori selon lequel une enseignante enseignerait mieux dans les petites classes à cause de ses atouts naturels maternels qui lui permettraient d'établir une relation propice aux apprentissages des enfants de cet âge là (Lemrabott, 2003).

### **8.1.2. L'âge**

Si l'on suppose que la maturité psychique des enseignants devrait affecter positivement leur fonctionnement en classe, alors on devrait s'attendre à ce que le niveau de performance soit plus élevé pour les classes qui sont sous le contrôle des enseignants plus âgés que dans celles que dirigent les moins âgés. Les résultats de recherche ne sont pas concluants à ce sujet. Par exemple, on a observé une corrélation entre l'âge et le rendement scolaire dans les études réalisées au Bostwana (8<sup>ème</sup> année) et au Chili (7<sup>ème</sup> année) tant en mathématiques qu'en lecture

et compréhension; par contre, on n'a pas trouvé une corrélation au Mexique et en Thaïlande.

En fait, l'ambivalence de la relation entre l'âge de l'enseignant et le rendement scolaire s'explique par le fait que l'âge interagit d'une part, avec l'expérience professionnelle et, d'autre part, avec le niveau d'instruction. Il est en effet peu probable que seul l'âge agisse sur le rendement scolaire. S'il agit sur cette variable, c'est en interaction avec l'expérience acquise dans la profession ou avec le niveau d'instruction atteint avant l'entrée dans cette profession. Ceci veut dire que les enseignants de même âge mais n'ayant pas le même degré d'instruction ou d'expérience professionnelle dans l'enseignement n'auraient pas nécessairement un effet similaire sur le niveau d'acquisitions des élèves. A l'inverse, si les enseignants expérimentés sont affectés dans les meilleures écoles, les résultats des élèves seront élevés quel que soit leur âge (Diambomba et al., 1996).

L'âge entretient une relation négative avec les progressions des élèves. L'impact observé est significatif à la fois en arabe et en mathématiques, mais son poids est relativement faible. En revanche, l'expérience (ancienneté au fondamental) qui offre une mesure approchée de l'âge de l'enseignant est positivement associée à la progression des élèves; l'effet est significatif dans les deux disciplines. L'approfondissement de cette question a conduit à identifier des tranches d'ancienneté où l'on constate le plus d'effet. Ainsi, la catégorie de plus de 11 années d'expérience (23,4%) est la plus favorable aux progressions des enfants (+2,6 points) comparativement aux autres catégories [moins de 6 années (48%), entre 6 et 11 années d'expérience (28,1%)] (Lemrabott, 2003).

### **8.1.3. Le niveau de qualification des enseignants**

Selon Fuller (1986), la formation en cours d'emploi serait liée positivement aux résultats scolaires dans 80% des études qu'il a recensées.

En Afrique, Jarousse et Mingat (1989) ; Eisemon, Schwille et Prouty (1989) ont, dans leurs études, démontré l'existence d'une telle relation.

Il semble toutefois que l'effet de l'expérience sur les apprentissages serait plus important au niveau primaire et au premier cycle du secondaire qu'au deuxième cycle du secondaire ou au niveau supérieur. A ces derniers niveaux, l'effet des

compétences et des connaissances est plus important que celui de l'expérience (Psacharopoulos et Woodhall, 1988).

A noter que l'expérience interagit également avec la formation académique initiale, que celle-ci soit scolaire ou autre. En effet, cette formation initiale est considérée comme un indicateur du niveau de connaissances qu'a l'enseignant de la discipline enseignée. D'après les recherches, ce niveau de connaissances est fortement corrélé avec la réussite scolaire.

On a, par exemple, constaté en Ouganda que la maîtrise de la langue anglaise par les enseignants avait un effet positif tant en langues qu'en mathématiques (Heyneman et Ransom, 1990).

Il ressort donc de ces études que le nombre d'années d'éducation tend à être positivement relié au rendement scolaire. Chez Jarousse et Mingat (1989), l'effet était positif chez les maîtres ayant le BEPC; cependant, le fait d'avoir un baccalauréat ou un niveau supérieur n'est pas associé à un rendement plus élevé.

Pour ce qui est du niveau de qualification des enseignants, les résultats des recherches révèlent que l'effet est généralement positif pour l'ancienneté de l'enseignant. Plus longue est celle-ci, plus élevés sont les niveaux de performances des élèves. Cependant, la tendance est mitigée en ce qui concerne la scolarité; l'effet est négatif dans l'étude de Jarousse et Mingat (1989) mais positif dans celle de Duru-Dellat et Jarousse (1989) et Diambomba et al. (1996).

Quant à la qualification des maîtres, elle semble jouer un rôle dans les trois pays considérés. En Guinée, par exemple, les maîtres recrutés comme instituteurs qualifiés obtiennent de meilleurs résultats que ceux qui ont été recrutés comme instituteurs adjoints ou comme moniteurs, même si ces derniers ont par la suite été promus instituteurs, soit par ancienneté, soit à la suite d'une période de recyclage. Les élèves des maîtres les plus qualifiés obtiennent généralement de meilleures notes. La seule exception à cette règle est relevée dans la zone rurale indigène de Puebla. Il est fort possible que les enseignants les mieux éduqués ressentent davantage d'insatisfaction dans ce type de zone reculée et sous développée (Carron et Chau, 1998).

Concernant la formation continue, les meilleures progressions des élèves reviennent de facto à ceux scolarisés avec les enseignants qui ont suivi des sessions de formation continue (+1,4 et +2,1 points respectivement en arabe et en mathématiques).

La possession par l'enseignant d'un diplôme professionnel n'est visiblement pas un atout pour ses élèves, d'ailleurs les élèves scolarisés avec les enseignants n'ayant aucun diplôme progressent plutôt bien en arabe (+2,6 points) par rapport aux autres. S'agissant de la durée de formation à l'Ecole Normale, une durée de formation supérieure à 9 mois entretient une relation négative avec les progressions des élèves dans les deux disciplines en Mauritanie, l'effet est significatif uniquement en mathématiques (Lemrabott, 2003).

Pour sa part le niveau académique de recrutement évoque des effets contrastés mais qui concordent avec la littérature que l'on rencontre souvent dans les recherches menées dans la sous région. Il semble que le recrutement des enseignants avec un diplôme supérieur au brevet n'apporte pas davantage de progressions aux élèves. Le modèle suggère, un résultat traditionnel dans la littérature (en particulier Jarousse et Mingat, 1992). Ceci paraît tout à fait logique dans la mesure où un niveau d'enseignement élémentaire comme celui de la deuxième année aura plus besoin d'expérience plutôt que d'un niveau académique plus élevé.

L'impact de la spécialisation des enseignants dans le niveau de la 2<sup>ème</sup> année fondamentale (AF) s'observe en mathématiques seulement où chaque année supplémentaire de l'enseignant dans ce niveau fait gagner à ses élèves (+0,7 points) sur le score final.

L'examen de l'influence de l'ancienneté de l'enseignant dans l'école fait penser, de manière systématique, que les enseignants jouissant de trois ans et plus d'expérience dans l'école font plutôt moins bien que leurs collègues plus récemment arrivés à l'école; ce résultat est très limité dans la mesure où l'effet est significatif uniquement en mathématiques (Lemrabott, 2003).

## 8.2. Les effets du nombre d'élèves par classe

Curieusement, on observe une absence d'effet de la fréquentation de classes surchargées sur les performances des élèves: pratiquement pas d'effet au grade 2 et 2% d'écart type au grade 5 pour les élèves supplémentaires (UNESCO, 2000). Jusqu'à une taille de classe de 62 élèves, les élèves supplémentaires ne jouent pas sur les apprentissages moyens, au delà de ce nombre, ils semblent constituer un frein sur le niveau des apprentissages.

Ce constat pourrait s'expliquer par la pédagogie relativement autoritaire et frontale mise en œuvre dans les pays étudiés, pratique qui n'aide pas à tirer parti, comme dans les classes à faibles effectifs, des relations enseignant-élèves plus personnalisées. A l'inverse, les travaux sur l'enquête PEIC soulignent l'intérêt, en termes de gains d'acquisitions des élèves, d'une diminution des classes surchargées, mais cet impact décline pour admettre comme efficaces des tailles entre 35 et 45 élèves (Demeuse et al., 2005).

La relation était négative entre la taille de la classe et les niveaux de performance des élèves dans les études de Jarousse et Mingat (1989) au Togo et Duru-Dellat et Jarousse (1989) au Niger. Celle-ci n'était pas significative au Congo (Diambomba, M. et al., 1996). Dans cette dernière étude, c'est l'effet de la taille de l'école qui était négatif.

L'indicateur de la taille de la classe est le ratio élèves/enseignants. Les élèves des classes nombreuses ont évidemment moins de temps de travail que ceux qui sont dans des classes de petite taille. C'est parce qu'ils disposent d'un temps adéquat de travail en classe que les élèves qui sont dans des classes de taille plus réduite tendent à avoir de meilleurs résultats.

Fuller (1986) a trouvé dans sa recension, que 5 études recensées sur 9 concluent à un effet négatif ou nul de la taille de l'école sur les résultats scolaires des élèves; il a trouvé le même résultat, mais dans une proportion encore plus importante -16 sur 21 études recensées-, en ce qui concerne l'influence de la taille de la classe sur les rendements scolaires des élèves. Il conclut qu'il n'y a qu'une étude portant sur les résultats aux épreuves en sciences de 837 élèves d'écoles urbaines de Colombie à avoir trouvé que des classes de taille plus petite au niveau primaire sont significativement reliées à des rendements scolaires élevés.

Au Togo, Jarousse et Mingat (1989) ont trouvé que la taille de l'école n'avait pas d'influence sur le rendement scolaire mais que la taille de la classe influençait négativement ce rendement au-delà de 50 élèves par classe.

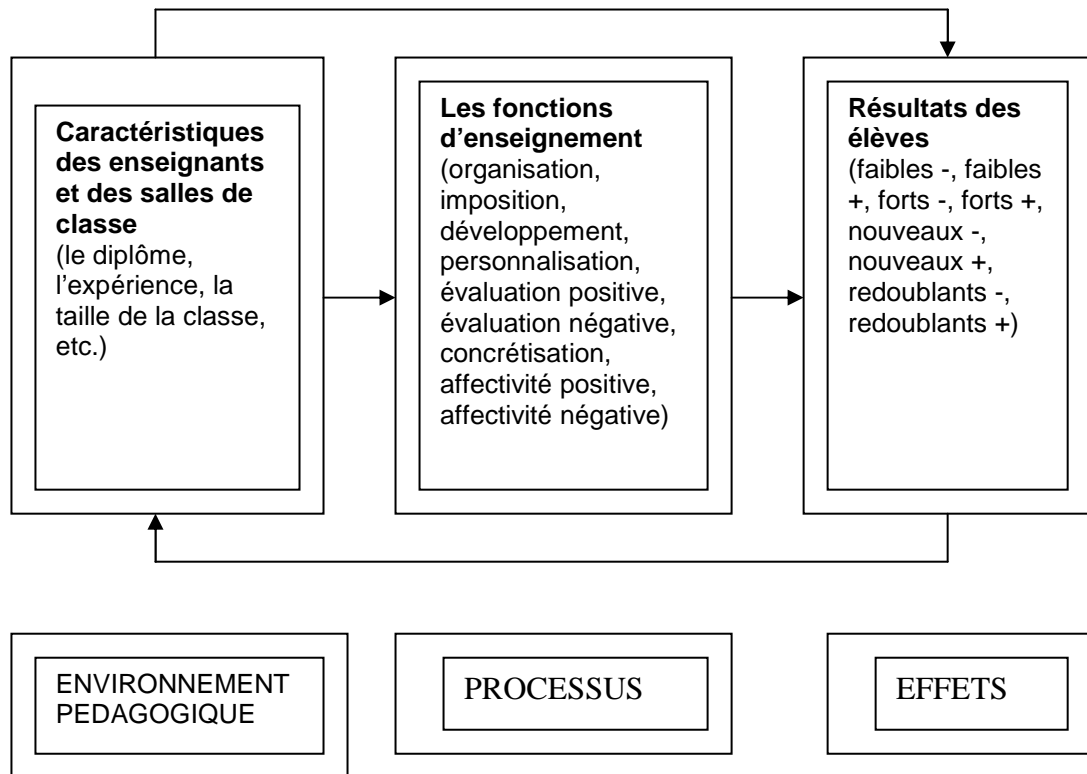
Concernant la taille de la classe, Lemrabott (2003) a considéré cette situation comme celle de la non linéarité de la variable en testant la spécificité par segments avec une répartition en trois catégories, ce qui a permis la création de trois variables: petit effectif, moyen et grand. En prenant comme référence le petit effectif (entre 16 et 45 élèves) dans les estimations économétriques, il a pu déterminer les effets de moyen (entre 45 et 60 élèves) et de grand (supérieur à 60 élèves) sur les acquisitions des élèves. Ainsi toutes choses égales par ailleurs, un élève scolarisé dans une classe d'effectif moyen perd en moyenne 3,8 points d'acquisition en arabe et 3,4 points d'acquisition en mathématiques comparativement à un autre scolarisé dans une classe à petit effectif. L'élève scolarisé dans une classe à grand effectif perd en moyenne plus de points en arabe et en mathématiques respectivement 7,5 et 4,8 points.

Le neuvième chapitre concerne la représentation schématique du cadre opératoire et des hypothèses de recherche.

## Chapitre 9 : Le cadre opératoire et les hypothèses

Dans le but de rendre opérationnelle notre recherche, nous allons procéder à une formulation méthodique des questions problèmes et hypothèses de recherche.

**Figure 1 : Le cadre opératoire**



Le cadre opératoire (figure 1) qui met en relation les enseignants et les classes (ENVIRONNEMENT PEDAGOGIQUE), les fonctions d'enseignement (PROCESSUS) et les résultats des élèves (EFFETS) nous permet de formuler la question problème générale comme suit : Quelles caractéristiques de l'environnement pédagogique influencent les performances des élèves ?

A cette question problème générale de recherche nous émettons l'hypothèse générale suivante : « L'environnement pédagogique des élèves détermine les résultats des élèves ».

De cette hypothèse générale, il ressort l'équation ci-après : Les résultats au test cantonal = f (l'environnement pédagogique).



Les résultats scolaires dépendent de beaucoup de facteurs internes au système scolaire dont les effets interagissent. En plus des résultats au test cantonal, le travail de recherche comporte deux instruments de récolte d'information sur les déterminants de l'efficacité des enseignants : le questionnaire destiné aux enseignants (environnement pédagogique) et l'observation des leçons par caméra (processus). Ces outils permettent de déceler les facteurs de l'environnement pédagogique et du processus qui ont une influence sur les performances des élèves.

Pour appréhender clairement la question problème générale nous formulons deux questions problèmes spécifiques suivantes :

- 1) Les caractéristiques des enseignants influencent-elles les performances scolaires des élèves ?
- 2) Les caractéristiques des salles de classe influencent-elles les résultats des élèves ?

De la question problème générale, nous formulons également 2 hypothèses spécifiques suivantes :

- 1) Les caractéristiques des enseignants déterminent les résultats des élèves.
- 2) Les caractéristiques des salles de classe déterminent les résultats des élèves.

Des deux hypothèses spécifiques il ressort l'équation suivante : Résultats = f (enseignants, salles de classe).

L'enseignant est certainement un des facteurs-clés de la performance scolaire des élèves. La collecte des informations sur l'enseignant porte sur la rubrique des caractéristiques de l'enseignant. Les caractéristiques dont l'impact sur les résultats scolaires des élèves compte sont notamment le diplôme, l'expérience, etc. Ainsi, de la première question problème spécifique nous formulons deux questions problèmes de recherche suivantes :

- a) Existe-t-il une relation entre le diplôme des enseignants et les résultats des élèves ?
- b) Existe-t-il une relation entre l'expérience des enseignants et les résultats des élèves ?

De la première hypothèse spécifique nous formulons 2 hypothèses de recherche suivantes :

- a) Il existe une relation entre le diplôme des enseignants et les résultats des élèves.
- b) Il existe une relation entre l'expérience des enseignants et les résultats des élèves.

Des 2 hypothèses de recherche il ressort l'équation suivante : Résultats = f (diplôme des enseignants, expérience des enseignants).

Le questionnaire des enseignants appréhende aussi les caractéristiques des salles de classe. La taille de la classe est liée directement ou indirectement aux résultats scolaires. Ainsi, de la deuxième question problème spécifique nous formulons une question problème de recherche suivante : Existe-t-il une relation entre la taille de la classe et les résultats des élèves ?

De la deuxième hypothèse spécifique nous formulons une hypothèse de recherche suivante : Il existe une relation entre la taille de la classe et les résultats des élèves.

De l'hypothèse de recherche il ressort l'équation suivante : Résultats = f (taille de la classe).

Enfin, des trois hypothèses de recherche il ressort l'équation suivante : Résultats = f (diplôme des enseignants, expérience des enseignants, taille de la classe).

Il importe de souligner que les performances des élèves vont tenir compte de ce qui suit : les élèves faibles ayant régressé, les élèves faibles ayant progressé, les élèves forts ayant régressé, les élèves forts ayant progressé, les élèves nouveaux ayant régressé, les élèves nouveaux ayant progressé, les élèves redoublants ayant régressé et les élèves redoublants ayant progressé.

La méthodologie de notre recherche, au niveau du chapitre 10, s'intéresse à l'identification des publics cibles, à l'échantillonnage, aux outils de recueil des données et à la méthodologie de traitement des données.

## **Chapitre 10 : La méthodologie**

### **10.1. Identification des publics cibles**

Les publics cibles sont constitués par les élèves de la sixième année primaire, les enseignants titulaires de la sixième année et les écoles primaires de la sixième année au cours de l'année scolaire 2008-2009.

### **10.2. L'échantillonnage**

Au début de la recherche, nous avons l'ambition de faire une recherche tenant compte des caractéristiques du système éducatif burundais (milieu urbain versus milieu rural, écoles publiques versus écoles privées, écoles centrales versus écoles succursales, etc.) par l'échantillonnage aléatoire. Compte tenu des raisons de sécurité, l'enquête s'est déroulée dans une seule province : Bujumbura mairie. En effet, circuler avec une caméra augmente la probabilité d'être agressé par des voleurs à mains armées.

Non plus, l'enquête pouvait pas se dérouler dans tous les 5 cantons de la province retenue, pour les mêmes raisons évoquées ci-haut, nous avons décidé de travailler dans un seul canton, le canton D constitué par 12 écoles : Bihara, Busoro, Kamesa, Kanyosha I, Kanyosha II, Kanyosha III, Kibenga, Kinanira, Musaga I, Musaga II, Ruziba I et Ruziba II.

Au lieu de travailler sur toutes les 12 écoles du canton retenu, nous avons fixé, pour les mêmes raisons, notre échantillon à 4 écoles : Busoro, Kinanira, Musaga I et Musaga II, par l'échantillonnage en grappes.

Pendant la période de l'enquête au sein des écoles choisies, il a fallu prendre toutes les classes de la sixième année : 2 à Busoro, 3 à Kinanira, 3 à Musaga I et 3 à Musaga II, soit un total de 11 classes.

Conformément à ce qui précède, l'enquête en 2008-2009 a porté effectivement sur 653 élèves en français et 491 élèves en calcul (uniquement ceux qui ont fait le prétest et le posttest et qui n'ont pas stagné), 11 enseignants de français et 11 enseignants de calcul, soit un total de 22 enseignants, des 11 classes

retenues de la sixième année. En effet, sur un échantillon de départ de 674 élèves qui ont fait le prétest et le posttest en français et en calcul, le re-échantillonnage successif a abouti aux sous-échantillons suivants :

1) Pour les 653 élèves en français, nous avons 85 élèves faibles ayant régressé ; 239 élèves faibles ayant progressé ; 146 élèves forts ayant régressé ; 183 élèves forts ayant progressé ; 158 élèves nouveaux ayant régressé ; 260 élèves nouveaux ayant progressé ; 72 élèves redoublants ayant régressé et 163 élèves redoublants ayant progressé.

2) Pour les 491 élèves en calcul, nous avons 102 élèves faibles ayant régressé ; 112 élèves faibles ayant progressé ; 240 élèves forts ayant régressé ; 37 élèves forts ayant progressé ; 204 élèves nouveaux ayant régressé ; 89 élèves nouveaux ayant progressé ; 138 élèves redoublants ayant régressé et 60 élèves redoublants ayant progressé.

### **10.3. Les outils de recueil des données**

a) Un questionnaire des enseignants de la sixième année, édition 2008-2009. Les grands thèmes sont le diplôme, l'expérience et la taille de la classe.

b) Le questionnaire des élèves de la sixième année, édition 2008-2009. Le point sur lequel se focalise l'attention est l'état d'être nouveau ou redoublant dans la classe.

c) Les rapports des résultats aux tests cantonaux, édition 2008-2009. Ici, l'attention se focalise sur le niveau faible versus fort et sur la régression ou la progression.

d) L'observation par caméra des leçons de français et de calcul en sixième année, édition 2008-2009. L'attention se focalise sur 9 fonctions d'enseignement (organisation, imposition, développement, personnalisation, évaluation positive, évaluation négative, concrétisation, affectivité positive et affectivité négative).

La méthodologie de traitement des données se base sur la régression multiple, l'analyse factorielle, le test d'égalité de deux moyennes et le test d'égalité de trois moyennes ou plus.

#### **10.4. La méthodologie de traitement des données**

Les données recueillies à l'aide des questionnaires et des rapports des résultats aux tests cantonaux, édition 2008-2009, ont été traitées à l'aide du logiciel SPSS tandis que celles recueillies par caméra ont été traitées à l'aide du logiciel Transana, en nous servant de la grille d'analyse de De Landsheere (1982) dont le plan d'analyse comporte 9 fonctions et 46 sous-fonctions ou catégories, puis importées dans le logiciel SPSS pour une analyse additionnelle, c'est-à-dire la régression multiple et l'analyse factorielle.

L'analyse des données avec SPSS nous a permis de faire, en plus, la régression multiple, l'analyse factorielle, le test d'égalité de deux moyennes (t de Student) et le test d'égalité de trois moyennes ou plus (ANOVA à un facteur).

La présentation, l'analyse et l'interprétation des données montre en détail les résultats de la régression multiple, de l'analyse factorielle et des tests d'égalité de deux (de trois, ou plus) moyennes pour 8 sous-échantillons : les élèves faibles ayant régressé, les élèves forts ayant progressé, les élèves forts ayant régressé, les élèves forts ayant progressé, les élèves nouveaux ayant régressé, les élèves nouveaux ayant progressé, les élèves redoublants ayant régressé et les élèves redoublants ayant progressé.

**DEUXIÈME PARTIE :**  
**RESULTATS D'OBSERVATION DE CLASSES ET LES CARACTERISTIQUES**  
**SOCIO PROFESSIONNELLES DES ENSEIGNANTS**

**Chapitre 11 : Observation des classes**

**Sous chapitre 11.1 : La relation entre les pratiques d'enseignement et les résultats des élèves**

Pour faire l'analyse de régression multiple, nous avons procédé à une identification des variables explicatives de la variabilité des gains en français, puis en calcul. Ces variables ont été sélectionnées par la procédure de régression par élimination parmi les 9 fonctions d'enseignement (organisation, imposition, développement, personnalisation, évaluation positive, évaluation négative, concrétisation, affectivité positive, affectivité négative), selon les élèves faibles ayant régressé, les élèves faibles ayant progressé, les élèves forts ayant régressé, les élèves forts ayant progressé, les élèves nouveaux ayant régressé, les élèves nouveaux ayant progressé, les élèves redoublants ayant régressé et les élèves redoublants ayant progressé.

**11.1.1 Résultats en français**

**11.1.1.1. Les élèves faibles ayant régressé**

Le lien entre la diminution des résultats en français des élèves faibles d'une part, et la combinaison de l'organisation, de l'imposition, de la personnalisation, de l'évaluation positive, de l'évaluation négative, de la concrétisation, de l'affectivité positive et de l'affectivité négative, d'autre part (tableau 2), est négligeable ( $R = 0,116 < 0,2$ ). Les 8 valeurs prédites expliquent globalement -9% (tableau 1) des variations de la diminution des résultats en français des élèves faibles ( $R^2$  ajusté).

**Tableau 2 : Récapitulatif du modèle (b) chez les élèves faibles ayant régressé**

Modèle	R	R-deux	R-deux ajusté	Erreur standard de l'estimation
1	0,116 (a)	0,014	-0,090	4,32075

(a)Valeurs prédites (constantes) : organisation, imposition, personnalisation, évaluation positive, évaluation négative, concrétisation, affectivité positive, affectivité négative.

(b)Variable dépendante : diminution des résultats en français des élèves faibles.

L'organisation, l'imposition, l'évaluation positive et la concrétisation sont, sur notre échantillon, liées positivement aux résultats en français des élèves faibles, ce qui justifie leur contribution positive aux résultats scolaires des élèves faibles en français (tableau 3).

**Tableau 3 : Coefficients (a) chez les élèves faibles ayant régressé**

Modèle		Coefficients non standardisés		Coefficients standardisés	t	Signification
		B	Erreur standard	Bêta		
1	(constante)	-6,637	4,430		-1,498	0,138
	Organisation	0,061	0,667	0,033	0,092	0,927
	Imposition	0,010	0,069	0,028	0,142	0,887
	Personnalisation	-7,830	33,766	-0,056	-0,232	0,817
	Evaluation positive	0,017	0,225	0,014	0,077	0,939
	Evaluation négative	-0,146	1,044	-0,069	-0,140	0,889
	Concrétisation	0,046	0,149	0,088	0,308	0,759
	Affectivité positive	-1,168	2,315	-0,159	-0,505	0,615
	Affectivité négative	-0,064	0,267	-0,038	-0,241	0,810

(a)Variable dépendante : diminution des résultats en français des élèves faibles.

Les coefficients de régression associés aux 8 valeurs prédites ne sont pas significatifs.

### 11.1.1.2. Les élèves faibles ayant progressé

Le lien entre l'augmentation des résultats en français des élèves faibles d'une part, et la combinaison de l'organisation, de l'imposition, de la personnalisation, de l'évaluation positive, de l'évaluation négative, de la concrétisation, de l'affectivité positive et de l'affectivité négative d'autre part (tableau 4), est important ( $R = 0,679 > 0,4$ ). Les 8 valeurs prédites expliquent globalement 44,2% des variations de l'augmentation des résultats en français des élèves faibles ( $R^2$  ajusté).

**Tableau 4: Récapitulatif du modèle (b) chez les élèves faibles ayant progressé**

Modèle	R	R-deux	R-deux ajusté	Erreur standard de l'estimation
1	0,679 (a)	0,461	0,442	6,60442

(a)Valeurs prédites (constantes) : l'organisation, l'imposition, la personnalisation, l'évaluation positive, l'évaluation négative, la concrétisation, l'affectivité positive et l'affectivité négative.

(b)Variable dépendante : augmentation des résultats en français des élèves faibles.

L'imposition, la personnalisation et la concrétisation sont liées, sur notre échantillon, positivement à l'augmentation des résultats en français des élèves faibles (tableau 5).

**Tableau 5 : Coefficients (a) chez les élèves faibles ayant progressé**

Modèle		Coefficients non standardisés		Coefficients standardisés	t	Signification
		B	Erreur standard	Bêta		
1	(constante)	2,011	3,270		0,615	0,539
	Organisation	-0,288	0,473	-0,061	-0,608	0,544
	Imposition	0,088	0,060	0,106	1,457	0,147
	Personnalisation	9,420	1,187	0,602	7,935	0,000
	Evaluation positive	-0,149	0,172	-0,075	-0,865	0,388
	Evaluation négative	-0,866	0,629	-0,156	-1,377	0,170
	Concrétisation	0,491	0,108	0,492	4,549	0,000
	Affectivité positive	-3,599	1,173	-0,229	-3,069	0,002
Affectivité négative	-0,244	0,220	-0,060	-1,110	0,268	

(a)Variable dépendante : augmentation des résultats en français des élèves faibles.

Les coefficients de régression associés à la personnalisation, à la concrétisation et à l'affectivité positive sont significatifs. Les coefficients de régression standardisés (Bêta) montrent également que la personnalisation est la plus discriminante.

### 11.1.1.3. Elèves forts ayant régressé

Le lien entre la diminution des résultats en français des élèves forts d'une part, et la combinaison de l'organisation, de l'imposition, de la personnalisation, de l'évaluation positive, de l'évaluation négative, de la concrétisation, de l'affectivité positive et de l'affectivité négative, est important ( $R = 0,437 > 0,4$ ) (tableau 6). Les 8



valeurs prédites expliquent globalement 14,4% des variations de la diminution des résultats en français des élèves forts ( $R^2$  ajusté).

**Tableau 6 : Récapitulatif du modèle (b) chez les élèves forts ayant régressé**

Modèle	R	R-deux	R-deux ajusté	Erreur standard de l'estimation
1	0,437 (a)	0,191	0,144	6,52227

(a)Valeurs prédites (constantes) : l'organisation, l'imposition, la personnalisation, l'évaluation positive, l'évaluation négative, la concrétisation, l'affectivité positive et l'affectivité négative

(b)Variable dépendante : la diminution des résultats en français des élèves forts.

L'organisation, l'imposition, la personnalisation et la concrétisation sont, sur notre échantillon, liées positivement à la diminution des résultats en français des élèves forts (tableau 7).

**Tableau 7 : Coefficients (a) chez les élèves forts ayant régressé**

Modèle		Coefficients non standardisés		Coefficients standardisés	t	Signification
		B	Erreur standard	Bêta		
1	(constante)	-22,501	4,698		-4,790	0,000
	Organisation	2,211	0,504	0,676	4,389	0,000
	Imposition	0,173	0,085	0,273	2,049	0,042
	Personnalisation	2,344	3,220	0,062	0,728	0,468
	Evaluation positive	-0,340	0,235	-0,183	-1,448	0,150
	Evaluation négative	-2,522	0,738	-0,666	-3,419	0,001
	Concrétisation	0,236	0,158	0,254	1,497	0,137
	Affectivité positive	-1,913	1,949	-0,160	-0,981	0,328
	Affectivité négative	-0,452	0,301	-0,154	-1,505	0,135

(a)Variable dépendante : diminution des résultats en français des élèves forts.

Les coefficients de régression associés à l'organisation, à l'imposition et à l'évaluation négative sont significatifs. Les coefficients de régression standardisés (Bêta) montrent également que l'organisation est la plus discriminante.

#### 11.1.1.4. Elèves forts ayant progressé

Le lien entre l'augmentation des résultats en français des élèves forts d'une part, et la combinaison de l'organisation, de l'imposition, de la personnalisation, de l'évaluation positive, de l'évaluation négative, de la concrétisation, de l'affectivité positive et de l'affectivité négative d'autre part, est important ( $R = 0,721 > 0,4$ )

(tableau 8). Les 8 valeurs prédites expliquent globalement 49,7% des variations de l'augmentation des résultats en français des élèves forts ( $R^2$  ajusté).

**Tableau 8 : Récapitulatif du modèle (b) chez les élèves forts ayant progressé**

Modèle	R	R-deux	R-deux ajusté	Erreur standard de l'estimation
1	0,721(a)	0,519	0,497	7,10732

(a)Valeurs prédites (constantes) : l'organisation, l'imposition, la personnalisation, l'évaluation positive, l'évaluation négative, la concrétisation, l'affectivité positive et l'affectivité négative.

(b)Variable dépendante : augmentation des résultats en français des élèves forts.

L'organisation, l'imposition, la personnalisation, l'évaluation positive et la concrétisation sont, sur notre échantillon, liées positivement à l'augmentation des résultats en français des élèves forts (tableau 9).

**Tableau 9 : Coefficients (a) chez les élèves forts ayant progressé**

Modèle		Coefficients non standardisés		Coefficients standardisés	t	Signification
		B	Erreur standard	Bêta		
1	(constante)	2,122	3,612		5,587	0,558
	Organisation	1,598	0,784	0,277	2,039	0,043
	Imposition	0,012	0,070	0,013	0,171	0,864
	Personnalisation	4,940	1,449	0,303	3,410	0,001
	Evaluation positive	0,374	0,330	0,166	1,131	0,260
	Evaluation négative	-2,845	1,239	-0,418	-2,296	0,023
	Concrétisation	0,221	0,155	0,2	1,427	0,155
	Affectivité positive	-7,928	2,265	-0,424	-3,500	0,001
	Affectivité négative	-0,598	0,287	-0,135	-2,085	0,038

(a)Variable dépendante : augmentation des résultats en calcul des élèves forts.

Les coefficients de régression associés à l'organisation, à la personnalisation, à l'évaluation négative, à l'affectivité positive et à l'affectivité négative sont significatifs. Les coefficients de régression standardisés (Bêta) montrent également que l'affectivité positive est la plus discriminante.

### 11.1.1.5. Elèves nouveaux ayant régressé

Le lien entre la diminution des résultats en français des élèves nouveaux d'une part, et la combinaison de l'organisation, du développement, de la personnalisation, de l'évaluation positive, de l'évaluation négative, de la concrétisation, de l'affectivité positive et de l'affectivité négative d'autre part, est intermédiaire ( $0,2 < R = 0,348$  inférieur à 0,4) (tableau 10). Les 8 prédicteurs expliquent globalement 7,4% des variations de la diminution des résultats en français des élèves nouveaux ( $R^2$  ajusté).

**Tableau 10:Récapitulatif du modèle (b) chez les élèves nouveaux ayant régressé**

Modèle	R	R-deux	R-deux ajusté	Erreur standard de l'estimation
1	0,348 (a)	0,121	0,074	5,97221

(a)Valeurs prédites (constantes) : l'organisation, le développement, la personnalisation, l'évaluation positive, l'évaluation négative, la concrétisation, l'affectivité positive et l'affectivité négative.

(b)Variable dépendante : la diminution des résultats en français des élèves nouveaux.

L'organisation, la personnalisation et la concrétisation sont, sur notre échantillon, liés positivement à la diminution des résultats en français des élèves nouveaux (tableau 11).

**Tableau 11 : Coefficients (a) chez les élèves nouveaux ayant régressé**

Modèle		Coefficients non standardisés		Coefficients standardisés	t	Signification
		B	Erreur standard	Bêta		
1	(constante)	-4,291	4,367		-0,983	0,327
	Organisation	1,056	0,465	0,388	2,272	0,025
	Développement	-0,127	0,068	-0,243	-1,868	0,064
	Personnalisation	2,426	2,930	0,071	0,828	0,409
	Evaluation positive	-0,404	0,256	-0,236	-1,580	0,116
	Evaluation négative	-1,730	0,646	-0,550	-2,677	0,008
	Concrétisation	0,121	0,102	0,155	1,190	0,236
	Affectivité positive	-3,142	1,774	-0,282	-1,771	0,079
	Affectivité négative	-0,216	0,276	-0,080	-0,783	0,435

(a)Variable dépendante : diminution des résultats en français des élèves nouveaux.

Les coefficients de régression associés à l'organisation et à l'évaluation négative sont significatifs. Les coefficients de régression standardisés (Bêta) montrent également que l'évaluation négative est la plus discriminante.

#### 11.1.1.6. Elèves nouveaux ayant progressé

Le lien entre l'augmentation des résultats en français des élèves nouveaux d'une part, et la combinaison de l'organisation, de l'imposition, du développement, de la personnalisation, de l'évaluation positive, de l'évaluation négative, de l'affectivité positive et de l'affectivité négative d'autre part, est important ( $R = 0,702 > 0,4$ ) (tableau 12).

**Tableau 12 : Récapitulatif du modèle (b) chez les élèves nouveaux ayant progressé**

Modèle	R	R-deux	R-deux ajusté	Erreur standard de l'estimation
1	0,702 (a)	0,493	0,477	6,93232

(a)Valeurs prédites (constantes) : l'organisation, l'imposition, le développement, la personnalisation, l'évaluation positive, l'évaluation négative, l'affectivité positive et l'affectivité négative.

(b)Variable dépendante : augmentation des résultats en français des élèves nouveaux.

Les 8 prédicteurs expliquent globalement 47,7% des variations de l'augmentation des résultats en français des élèves nouveaux ( $R^2$  ajusté). La personnalisation est, sur notre échantillon, liée positivement à l'augmentation des résultats en français des élèves nouveaux (tableau 13).

**Tableau 13 : Coefficients (a) chez les élèves nouveaux ayant progressé**

Modèle		Coefficients non standardisés		Coefficients standardisés	t	Signification
		B	Erreur standard	Bêta		
1	(constante)	49,993	9,340		5,353	0,000
	Organisation	-1,091	0,598	-0,206	-1,825	0,069
	Imposition	-0,404	0,081	-0,452	-4,961	0,000
	Développement	-0,475	0,109	-0,636	-4,373	0,000
	Personnalisation	8,653	1,095	0,572	7,903	0,000
	Evaluation positive	-0,423	0,269	-0,203	-1,573	0,117
	Evaluation négative	-1,236	0,696	-0,191	-1,776	0,077
	Affectivité positive	-3,789	1,328	-0,204	-2,853	0,005
Affectivité négative	-1,322	0,302	-0,229	-4,370	0,000	

(a)Variable dépendante : augmentation des résultats en français des élèves nouveaux.

Les coefficients de régression associés à l'imposition, au développement, à la personnalisation, à l'affectivité positive et à l'affectivité négative sont significatifs. Les coefficients de régression standardisés (Bêta) montrent également que le développement est le plus discriminant.

#### 11.1.1.7. Elèves redoublants ayant régressé

Le lien entre la diminution des résultats en français des élèves redoublants d'une part, et la combinaison de l'organisation, de l'imposition, de la personnalisation, de l'évaluation positive, de l'évaluation négative, de la concrétisation, de l'affectivité positive et de l'affectivité négative d'autre part, est important ( $R = 0,423 > 0,4$ ) (tableau 14).

**Tableau 14 : Récapitulatif du modèle (b) chez les élèves redoublants ayant régressé**

Modèle	R	R-deux	R-deux ajusté	Erreur standard de l'estimation
1	0,423 (a)	0,179	0,074	6,05568

(a) Valeurs prédites (constante) : l'organisation, l'imposition, la personnalisation, l'évaluation positive, l'évaluation négative, la concrétisation, l'affectivité positive et l'affectivité négative.

(b) Variable dépendante : diminution des résultats en français des élèves redoublants.

Les 8 prédicteurs expliquent globalement 7,4% des variations de la diminution des résultats en français des élèves redoublants ( $R^2$  ajusté). L'organisation, l'imposition, la personnalisation et la concrétisation sont, sur notre échantillon, liées positivement à la diminution des résultats en français des élèves redoublants (tableau 15).

**Tableau 15 : Coefficients (a) chez les élèves redoublants ayant régressé**

Modèle		Coefficients non standardisés		Coefficients standardisés	t	Signification
		B	Erreur standard	Bêta		
1	(constante)	-17,323	8,056		-2,150	0,035
	Organisation	1,618	0,921	0,490	1,758	0,084
	Imposition	0,148	0,131	0,249	1,131	0,262
	Personnalisation	13,705	56,302	0,050	0,243	0,808
	Evaluation positive	-0,396	0,340	-0,235	-1,166	0,248
	Evaluation négative	-1,549	1,594	-0,419	-0,972	0,335
	Concrétisation	0,192	0,270	0,217	0,712	0,479
	Affectivité positive	-0,290	3,327	-0,029	-0,087	0,931
	Affectivité négative	-0,812	0,417	-0,332	-1,947	0,056

(a)Variable dépendante : diminution des résultats en français des élèves redoublants.

Tous les coefficients de régression associés aux 8 prédicteurs ne sont pas significatifs.

#### 11.1.1.8. Elèves redoublants ayant progressé

Le lien entre l'augmentation des résultats en français des élèves redoublants d'une part, et la combinaison de l'organisation, de l'imposition, de la personnalisation, de l'évaluation positive, de l'évaluation négative, de la concrétisation, de l'affectivité positive et de l'affectivité négative d'autre part, est important ( $R = 0,694 > 0,4$ ) (tableau 16).

**Tableau 16 : Récapitulatif du modèle (b) chez les élèves redoublants ayant progressé**

Modèle	R	R-deux	R-deux ajusté	Erreur standard de l'estimation
1	0,694 (a)	0,482	0,455	6,57109

(a)Valeurs prédites (constantes) : l'organisation, l'imposition, la personnalisation, l'évaluation positive, l'évaluation négative, la concrétisation, l'affectivité positive et l'affectivité négative.

(b)Variable dépendante : l'augmentation des résultats en français des élèves redoublants.

Les 8 prédicteurs expliquent globalement 45,5% des variations de l'augmentation des résultats en français des élèves redoublants ( $R^2$  ajusté). L'organisation, l'imposition, la personnalisation, l'évaluation positive et la concrétisation sont, sur notre échantillon, liées positivement à l'augmentation des résultats en français des élèves redoublants (tableau 17).

**Tableau 17 : Coefficients (a) chez les élèves redoublants ayant progressé**

Modèle		Coefficients non standardisés		Coefficients standardisés	t	Signification
		B	Erreur standard	Bêta		
1	(constante)	3,132	3,862		0,811	0,419
	Organisation	1,989	0,574	0,411	3,463	0,001
	Imposition	0,008	0,074	0,009	0,107	0,915
	Personnalisation	5,713	1,562	0,314	3,658	0,000
	Evaluation positive	0,225	0,256	0,105	0,878	0,381
	Evaluation négative	-2,763	0,850	-0,502	-3,252	0,001
	Concrétisation	0,166	0,144	0,153	1,154	0,250
	Affectivité positive	-7,894	1,581	-0,541	-4,993	0,000
	Affectivité négative	-0,272	0,228	-0,081	-1,192	0,235

(a) Variable dépendante : augmentation des résultats en français des élèves redoublants.

Les coefficients de régression associés à l'organisation, à la personnalisation, à l'évaluation négative et à l'affectivité positive sont significatifs. Les coefficients de régression standardisés (Bêta) montrent également que l'affectivité positive est la plus discriminante.

En conclusion, les coefficients de régression associés aux prédicteurs sont significatifs, excepté chez les élèves faibles ayant régressé et chez les élèves redoublants ayant régressé.

## 11.1.2. Résultats en calcul

### 11.1.2.1. Elèves faibles ayant régressé

Le lien entre la diminution des résultats en calcul des élèves faibles d'une part, et la combinaison de l'organisation, de l'imposition, de la personnalisation, de l'évaluation positive, de la concrétisation, de l'affectivité positive et de l'affectivité négative d'autre part, est important ( $R = 0,708 > 0,4$ ) (tableau 18).

**Tableau 18 : Récapitulatif du modèle (b) chez les élèves faibles ayant régressé**

Modèle	R	R-deux	R-deux ajusté	Erreur standard de l'estimation
1	0,708 (a)	0,501	0,464	1,74823

(a)Valeurs prédites (constantes) : l'organisation, l'imposition, la personnalisation, l'évaluation positive, la concrétisation, l'affectivité positive et l'affectivité négative.

(b)Variable dépendante : la diminution des résultats en calcul des élèves faibles.

Les 7 prédicteurs expliquent globalement 46,4% des variations de la diminution des résultats en français des élèves faibles ( $R^2$  ajusté). L'organisation, la personnalisation, l'évaluation positive et l'affectivité positive sont, sur notre échantillon, liées positivement à la diminution des résultats en calcul des élèves faibles (tableau 19).

**Tableau 19 : Coefficients (a) chez les élèves faibles ayant régressé**

Modèle		Coefficients non standardisés		Coefficients standardisés	t	Signification
		B	Erreur standard	Bêta		
1	(constante)	0,534	2,555		0,209	0,835
	Organisation	0,118	0,041	0,315	2,870	0,005
	Imposition	-0,330	0,066	-0,966	-4,966	0,000
	Personnalisation	5,846	1,176	0,550	4,971	0,000
	Evaluation positive	1,101	0,216	0,762	5,086	0,000
	Concrétisation	-0,171	0,050	-0,599	-3,396	0,001
	Affectivité positive	0,038	0,466	0,008	0,081	0,936
	Affectivité négative	-3,362	0,731	-0,663	-4,602	0,000

(a)Variable dépendante : diminution des résultats en calcul des élèves faibles.

Les coefficients de régression associés à l'organisation, à l'imposition, à la personnalisation, à l'évaluation positive, à la concrétisation et à l'affectivité négative



sont significatifs. Les coefficients de régression standardisés (Bêta) montrent également que l'évaluation positive est la plus discriminante.

### 11.1.2.2. Elèves faibles ayant progressé

Le lien entre l'augmentation des résultats en calcul des élèves faibles, d'une part, et la combinaison de l'organisation, de l'imposition, de la personnalisation, de l'évaluation positive, de l'évaluation négative, de la concrétisation, de l'affectivité positive et de l'affectivité négative, d'autre part, est négligeable ( $R = 0,117 < 0,2$ ) (tableau 20).

**Tableau 20: Récapitulatif du modèle (b) chez les élèves faibles ayant progressé**

Modèle	R	R-deux	R-deux ajusté	Erreur standard de l'estimation
1	0,117 (a)	0,014	-0,063	5,93999

(a) Valeurs prédites (constantes) : l'organisation, de l'imposition, de la personnalisation, de l'évaluation positive, de l'évaluation négative, de la concrétisation, de l'affectivité positive et de l'affectivité négative.

(b) Variable dépendante : l'augmentation des résultats en calcul des élèves faibles.

Les 8 prédicteurs expliquent globalement -6,3% des variations de l'augmentation des résultats en calcul des élèves faibles ( $R^2$  ajusté). L'organisation, la concrétisation, l'affectivité positive et l'affectivité négative sont, sur notre échantillon, liées positivement à l'augmentation des résultats en calcul des élèves faibles (tableau 21).

**Tableau 21 : Coefficients (a) chez les élèves faibles ayant progressé**

Modèle		Coefficients non standardisés		Coefficients standardisés	t	Signification
		B	Erreur standard	Bêta		
1	(constante)	12,911	5,205		2,481	0,015
	Organisation	0,091	0,134	0,103	0,678	0,499
	Imposition	-0,052	0,129	-0,099	-0,401	0,689
	Personnalisation	-0,106	0,490	-0,044	-0,216	0,829
	Evaluation positive	-0,023	0,480	-0,010	-0,048	0,962
	Evaluation négative	-1,014	1,467	-0,127	-0,691	0,491
	Concrétisation	0,000	0,110	0,000	-0,001	0,999
	Affectivité positive	1,131	1,461	0,110	0,774	0,441
	Affectivité négative	1,047	2,303	0,092	0,454	0,650

(a)Variable dépendante : augmentation des résultats en calcul des élèves faibles.

Les coefficients de régression associés aux 8 prédicteurs ne sont pas significatifs.

### 11.1.2.3. Elèves forts ayant régressé

Le lien entre la diminution des résultats en calcul des élèves forts d'une part, et la combinaison de l'organisation, de l'imposition, de la personnalisation, de l'évaluation positive, de l'évaluation négative, de la concrétisation, de l'affectivité positive et de l'affectivité négative d'autre part, est intermédiaire ( $0,2 < R = 0,343$  inférieur à 0,4) (tableau 22).

**Tableau 22 : Récapitulatif du modèle (b) chez les élèves forts ayant régressé**

Modèle	R	R-deux	R-deux ajusté	Erreur standard de l'estimation
1	0,343 (a)	0,118	0,087	9,05818

(a)Valeurs prédites (constantes) : l'organisation, l'imposition, la personnalisation, l'évaluation positive, l'évaluation négative, la concrétisation, l'affectivité positive et l'affectivité négative.

(b)Variable dépendante : diminution des résultats en calcul des élèves forts.

Les 8 prédicteurs expliquent globalement 8,7% des variations de la diminution des résultats en calcul des élèves forts ( $R^2$  ajusté). L'organisation, la personnalisation, l'évaluation positive, la concrétisation et l'affectivité positive sont, sur notre échantillon, liées positivement à la diminution des résultats en calcul des élèves forts (tableau 23).

**Tableau 23 : Coefficients (a) chez les élèves forts ayant régressé**

Modèle		Coefficients non standardisés		Coefficients standardisés	t	Signification
		B	Erreur standard	Bêta		
1	(constante)	-24,713	4,526		-5,460	0,000
	Organisation	0,195	0,139	0,109	1,400	0,163
	Imposition	-0,037	0,119	-0,038	-0,311	0,756
	Personnalisation	0,749	0,383	0,193	1,957	0,052
	Evaluation positive	0,496	0,485	0,122	1,023	0,307
	Evaluation négative	-1,017	1,187	-0,085	-0,857	0,392
	Concrétisation	0,168	0,092	0,168	1,815	0,071
	Affectivité positive	1,981	1,357	0,125	1,460	0,146
	Affectivité négative	-2,436	1,812	-0,143	-1,344	0,180

(a)Variable dépendante : diminution des résultats en calcul des élèves forts.

Les coefficients de régression associés aux 8 prédicteurs ne sont pas significatifs.

#### 11.1.2.4. Elèves forts ayant progressé

Le lien entre l'augmentation des résultats en calcul des élèves forts d'une part, et la combinaison de l'organisation, de l'imposition, de l'évaluation négative, de l'affectivité positive et de l'affectivité négative d'autre part, est importante ( $R = 0,454 > 0,4$ ) (tableau 24).

**Tableau 24 : Récapitulatif du modèle (b) chez les élèves forts ayant progressé**

Modèle	R	R-deux	R-deux ajusté	Erreur standard de l'estimation
1	0,454 (a)	0,206	0,078	8,15045

(a)Valeurs prédites (constantes) : l'organisation, l'imposition, l'évaluation négative, l'affectivité positive et l'affectivité négative.

(b)Variable dépendante : augmentation des résultats en calcul des élèves forts.

Les 5 prédicteurs expliquent globalement 7,8% des variations de l'augmentation des résultats en calcul des élèves forts ( $R^2$  ajusté). L'organisation, l'évaluation négative et l'affectivité négative sont, sur notre échantillon, liées positivement à l'augmentation des résultats en calcul des élèves forts (tableau 25).

**Tableau 25 : Coefficients (a) chez les élèves forts ayant progressé**

Modèle		Coefficients non standardisés		Coefficients standardisés	t	Signification
		B	Erreur standard	Bêta		
1	(constante)	19,325	5,147		3,755	0,001
	Organisation	0,407	0,525	0,235	0,775	0,444
	Imposition	-0,482	0,269	-0,532	-1,792	0,083
	Évaluation négative	6,968	3,314	0,541	2,103	0,044
	Affectivité positive	-6,899	4,919	-0,381	-1,403	0,171
	Affectivité négative	2,815	3,308	0,184	0,851	0,401

(a) Variable dépendante : augmentation des résultats en calcul des élèves forts.

Le coefficient de régression associé à l'évaluation négative est significatif. Les coefficients de régression standardisés (Bêta) montrent également que l'évaluation négative ( $\beta = 0,541$ ) est la plus discriminante.

#### 11.1.2.5. Elèves nouveaux ayant régressé

Le lien entre la diminution des résultats en calcul des élèves nouveaux d'une part, et la combinaison de l'organisation, de l'imposition, de la personnalisation, de l'évaluation positive, de l'évaluation négative, de la concrétisation, de l'affectivité positive et de l'affectivité négative d'autre part, est intermédiaire ( $0,2 < R = 0,253$  inférieur à 0,4) (tableau 26). Les 8 prédicteurs expliquent globalement 2,6% des variations de la diminution des résultats en calcul des élèves nouveaux ( $R^2$  ajusté).

**Tableau 26 : Récapitulatif du modèle (b) chez les élèves nouveaux ayant régressé**

Modèle	R	R-deux	R-deux ajusté	Erreur standard de l'estimation
1	0,253 (a)	0,064	0,026	8,28992

(a) Valeurs prédites (constantes) : l'organisation, l'imposition, la personnalisation, l'évaluation positive, l'évaluation négative, la concrétisation, l'affectivité positive et l'affectivité négative.

(b) Variable dépendante : la diminution des résultats en calcul des élèves nouveaux.

L'organisation, la personnalisation, l'évaluation positive, l'évaluation négative et la concrétisation sont, sur notre échantillon, liées positivement à la diminution des résultats en calcul des élèves nouveaux (tableau 27).

**Tableau 27 : Coefficients (a) chez les élèves nouveaux ayant régressé**

Modèle		Coefficients non standardisés		Coefficients standardisés	t	Signification
		B	Erreur standard	Bêta		
1	(constante)	-21,237	4,649		-4,569	0,000
	Organisation	0,275	0,131	0,170	2,101	0,037
	Imposition	-0,038	0,123	-0,040	-0,306	0,760
	Personnalisation	0,270	0,406	0,065	0,667	0,506
	Evaluation positive	0,603	0,468	0,158	1,289	0,199
	Evaluation négative	0,293	1,191	0,026	0,246	0,806
	Concrétisation	0,118	0,094	0,132	1,256	0,211
	Affectivité positive	-0,081	1,422	-0,005	-0,057	0,955
	Affectivité négative	-1,145	1,886	-0,072	-0,607	0,545

(a)Variable dépendante : diminution des résultats en calcul des élèves nouveaux.

Le coefficient de régression associé à l'organisation est significatif. Les coefficients de régression standardisés montrent également que l'organisation ( $\beta = 0,170$ ) est la plus discriminante.

#### 11.1.2.6. Elèves nouveaux ayant progressé

Le lien entre l'augmentation des résultats en calcul des élèves nouveaux d'une part, et la combinaison de l'organisation, de l'imposition, de la personnalisation, de l'évaluation positive, de l'évaluation négative, de la concrétisation, de l'affectivité positive et de l'affectivité négative d'autre part, est intermédiaire ( $0,2 < R = 0,354 < 0,4$ ) (tableau 28).

**Tableau 28 : Récapitulatif du modèle (b) chez les élèves nouveaux ayant progressé**

Modèle	R	R-deux	R-deux ajusté	Erreur standard de l'estimation
1	0,354 (a)	0,125	0,038	6,61914

(a)Valeurs prédites (constantes) : l'organisation, l'imposition, la personnalisation, l'évaluation positive, l'évaluation négative, la concrétisation, l'affectivité positive et l'affectivité négative.

(b)Variable dépendante : augmentation des résultats en calcul des élèves nouveaux.

Les 8 prédicteurs expliquent globalement 3,8% des variations de l'augmentation des résultats en calcul des élèves nouveaux ( $R^2$  ajusté). L'organisation, la concrétisation, l'affectivité positive et l'affectivité négative sont, sur

notre échantillon, liées positivement à l'augmentation des résultats en calcul des élèves nouveaux (tableau 29).

**Tableau 29 : Coefficients (a) chez les élèves nouveaux ayant progressé**

Modèle		Coefficients non standardisés		Coefficients standardisés	t	Signification
		B	Erreur standard	Bêta		
1	(constante)	10,541	6,229		1,692	0,095
	Organisation	0,011	0,171	0,009	0,066	0,947
	Imposition	-0,017	0,165	-0,027	-0,101	0,920
	Personnalisation	-0,591	0,550	-0,216	-1,076	0,285
	Evaluation positive	-0,338	0,656	-0,126	-0,515	0,608
	Evaluation négative	-2,202	1,805	-0,238	-1,220	0,226
	Concrétisation	0,155	0,128	0,230	1,212	0,229
	Affectivité positive	2,905	2,130	0,207	1,363	0,177
	Affectivité négative	3,290	2,690	0,256	1,223	0,225

(a)Variable dépendante : augmentation des résultats en calcul des élèves nouveaux.

Les coefficients de régression associés aux 8 prédicteurs ne sont significatifs.

#### 11.1.2.7. Elèves redoublants ayant régressé

Le lien entre la diminution des résultats en calcul des élèves redoublants d'une part, et la combinaison de l'organisation, de l'imposition, de la personnalisation, de l'évaluation positive, de l'évaluation négative, de la concrétisation, de l'affectivité positive et de l'affectivité négative d'autre part, est intermédiaire ( $0,2 < R = 0,348 < 0,4$ ) (tableau 30).

**Tableau 30 : Récapitulatif du modèle (b) chez les élèves redoublants ayant régressé**

Modèle	R	R-deux	R-deux ajusté	Erreur standard de l'estimation
1	0,348 (a)	0,121	0,067	9,23274

(a)Valeurs prédites (constante) : l'organisation, l'imposition, la personnalisation, l'évaluation positive, l'évaluation négative, la concrétisation, l'affectivité positive et l'affectivité négative.

(b)Variable dépendante : diminution des résultats en calcul des élèves redoublants.

Les 8 prédicteurs expliquent globalement 6,7% des variations de la diminution des résultats en calcul des élèves redoublants ( $R^2$  ajusté). L'imposition, la personnalisation, la concrétisation et l'affectivité positive sont, sur notre échantillon,

liées positivement à la diminution des résultats en calcul des élèves redoublants (tableau 31).

**Tableau 31 : Coefficients (a) chez les élèves redoublants ayant régressé**

Modèle		Coefficients non standardisés		Coefficients standardisés	t	Signification
		B	Erreur standard	Bêta		
1	(constante)	-23,694	6,617		-3,581	0,000
	Organisation	-0,158	0,181	-0,103	-0,875	0,383
	Imposition	0,272	0,166	0,265	1,632	0,105
	Personnalisation	0,918	0,577	0,207	1,592	0,114
	Evaluation positive	-0,583	0,653	-0,127	-0,892	0,374
	Evaluation négative	-0,793	1,734	-0,062	-0,458	0,648
	Concrétisation	0,143	0,139	0,128	1,030	0,305
	Affectivité positive	1,786	1,606	0,120	1,112	0,268
	Affectivité négative	-4,455	2,576	-0,251	-1,730	0,086

(a)Variable dépendante : diminution des résultats en calcul des élèves redoublants.

Tous les coefficients de régression associés aux 8 prédicteurs ne sont pas significatifs.

#### 11.1.2.8. Elèves redoublants ayant progressé

Le lien entre l'augmentation des résultats en calcul des élèves redoublants d'une part, et la combinaison de l'organisation, de l'imposition, de la personnalisation, de l'évaluation positive, de l'évaluation négative, de la concrétisation, de l'affectivité positive et de l'affectivité négative d'autre part, est importante ( $R = 0,694 > 0,4$ ) (tableau 32).

**Tableau 32 : Récapitulatif du modèle (b) chez les élèves redoublants ayant progressé**

Modèle	R	R-deux	R-deux ajusté	Erreur standard de l'estimation
1	0,694 (a)	0,482	0,455	6,57109

(a)Valeurs prédites (constantes) : l'organisation, l'imposition, la personnalisation, l'évaluation positive, l'évaluation négative, la concrétisation, l'affectivité positive et l'affectivité négative.

(b)Variable dépendante : l'augmentation des résultats en calcul des élèves redoublants.

Les 8 prédicteurs expliquent globalement 45,5% des variations de l'augmentation des résultats en calcul des élèves redoublants ( $R^2$  ajusté).

L'organisation, la personnalisation, l'évaluation positive et l'évaluation négative sont, sur notre échantillon, liées positivement à l'augmentation des résultats en calcul des élèves redoublants (tableau 33).

**Tableau 33 : Coefficients (a) chez les élèves redoublants ayant progressé**

Modèle		Coefficients non standardisés		Coefficients standardisés	t	Signification
		B	Erreur standard	Bêta		
1	(constante)	9,300	12,391		0,751	0,456
	Organisation	0,042	0,362	0,046	0,116	0,908
	Imposition	-0,029	0,316	-0,047	-0,092	0,927
	Personnalisation	0,492	1,476	0,235	0,333	0,740
	Evaluation positive	0,438	0,960	0,135	0,457	0,650
	Evaluation négative	1,552	3,506	0,165	0,443	0,660
	Concrétisation	-0,015	0,274	-0,023	-0,056	0,956
	Affectivité positive	-2,283	2,502	-0,224	-0,912	0,366
	Affectivité négative	-2,255	5,999	-0,190	-0,376	0,709

(a) Variable dépendante : augmentation des résultats en calcul des élèves redoublants.

Les coefficients de régression associés aux 8 prédicteurs ne sont pas significatifs.

En conclusion, les coefficients de régression associés aux prédicteurs ne sont pas significatifs, excepté chez les élèves faibles ayant régressé, chez les élèves forts ayant progressé et chez les élèves nouveaux ayant régressé.

Le sous chapitre 11.2 porte sur les dimensions des pratiques d'enseignement obtenues à l'aide de l'analyse factorielle.



## Sous chapitre 11.2 : Les dimensions des pratiques d'enseignement

### 11.2.1. Résultats en français

#### 11.2.1.1. Elèves faibles ayant régressé

Il importe de rappeler que l'interprétation de l'analyse factorielle s'établit à l'aide de certains tableaux qui apparaissent dans la partie « Résultats » du logiciel SPSS, tout en laissant ceux qui ne nous servent à rien. Ainsi, le tableau de la variance totale expliquée (tableau 34) présente les trois dimensions qui résument l'information. La première dimension permet d'expliquer 29,826% de la variance du phénomène, c'est-à-dire que les variables qui composent cette première dimension synthétisent 32,862% du phénomène. La seconde dimension explique 26,694% de la variance ; la troisième dimension explique 22,243% de la variance. Les trois dimensions expliquent plus de 78% de la variance totale. On conseille en général d'arrêter l'extraction de facteurs lorsque 60% de la variance cumulée a été extraite. Cette variance cumulée indique que la réduction des variables à trois composantes permet de conserver l'essentiel du phénomène mesuré par 9 fonctions initiales. Notre représentation du phénomène est donc de qualité.

**Tableau 34 : Variance totale expliquée chez les élèves faibles ayant régressé**

Composante	Valeurs propres initiales			Extraction Somme des carrés de facteurs retenus			Somme des carrés des facteurs retenus pour la rotation		
	Total	% de la variance	% cumulés	Total	% de la variance	% cumulés	Total	% de la variance	% cumulés
1	2,958	32,862	32,862	2,958	32,862	32,862	2,684	29,826	29,826
2	2,485	27,613	60,476	2,485	27,613	60,476	2,402	26,694	56,520
3	1,646	18,287	78,762	1,646	18,287	78,762	2,002	22,243	78,762
4	,889	9,879	88,642						
5	,649	7,214	95,855						
6	,202	2,249	98,105						
7	,142	1,582	99,687						
8	,028	,313	100,000						
9	4,304 E-06	4,782E- 05	100,000						

Méthode d'extraction : Analyse en composantes principales.

La qualité de la représentation (tableau 35) permet de vérifier si les variables initiales sont bien prises en compte par les variables extraites. Ici, la qualité de

représentation ou communalité de la variable « Organisation » est de 0,756. Ce qui signifie que 75,6% de la variance de la variable est prise en compte par l'une des trois dimensions extraites. Dans cet exemple, toutes les variables sont bien représentées.

**Tableau 35 : Qualité de la représentation chez les élèves faibles ayant régressé**

	Initial	Extraction
Organisation	1,000	,756
Imposition	1,000	,950
Développement	1,000	,980
Personnalisation	1,000	,517
Evaluation positive	1,000	,858
Evaluation négative	1,000	,949
Concrétisation	1,000	,913
Affectivité positive	1,000	,782
Affectivité négative	1,000	,385

La matrice des composantes (tableau 36) montre les dimensions extraites (trois dimensions) avec les composantes. Chaque colonne correspond à une dimension extraite contenant les coefficients ou composantes qui peuvent s'interpréter comme des coefficients de corrélation.

**Tableau 36 : Matrice des composantes après rotation(a) chez les élèves faibles ayant régressé**

	Composante		
	1	2	3
Organisation	0,391	0,766	0,128
Imposition	-0,723	-0,034	0,652
Développement	-0,237	-0,152	-0,949
Personnalisation	-0,700	-0,072	-0,147
Evaluation positive	0,265	-0,486	0,743
Evaluation négative	0,240	0,944	0,009
Concrétisation	0,950	0,091	0,059
Affectivité positive	0,305	-0,806	0,197
Affectivité négative	0,583	0,029	0,210

Méthode d'extraction : Analyse en composantes principales. Méthodes de rotation : Varimax avec normalisation de Kaiser.

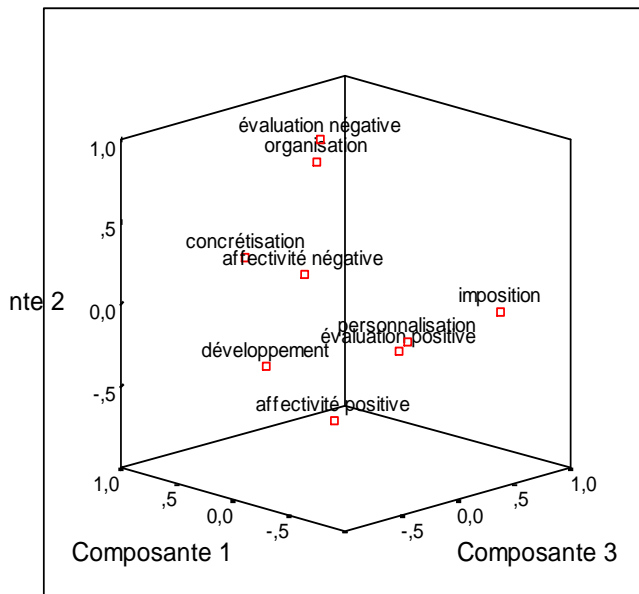
(a) La rotation a convergé en 5 itérations.

L'imposition et la concrétisation sont ainsi reliées à la dimension 1 ; l'évaluation négative et l'affectivité positive, à la dimension 2 alors que le développement et l'évaluation positive sont reliés à la dimension 3.

Le diagramme des composantes correspond à la représentation graphique de la matrice des composantes (figure 2)

**Figure 2 : Diagramme de composantes dans l'espace après rotation chez les élèves faibles ayant régressé**

Diagramme de composantes dans l'espace



### 11.2.1.2. Elèves faibles ayant progressé

Le tableau de la variance totale expliquée (tableau 37) présente les 4 dimensions qui résument l'information. La première dimension permet d'expliquer 24,403% de la variance du phénomène, c'est-à-dire que les variables qui composent cette première dimension synthétisent 28,849% du phénomène. La seconde dimension explique 23,522% de la variance ; la troisième, 18,533% et la quatrième, 17,512%. Les 4 dimensions expliquent plus de 83% de la variance totale. On conseille en général d'arrêter l'extraction de facteurs lorsque 60% de variance cumulée a été extraite. Cette variance cumulée indique que la réduction des variables à quatre composantes permet de conserver l'essentiel du phénomène mesuré par les 9 variables initiales. Notre représentation du phénomène est de qualité.

**Tableau 37 : Variance totale expliquée chez les élèves faibles ayant progressé**

Composante	Valeurs propres initiales			Extraction Somme des carrés de facteurs retenus			Somme des carrés des facteurs retenus pour la rotation		
	Total	% de la variance	% cumulés	Total	% de la variance	% cumulés	Total	% de la variance	% cumulés
1	2,596	28,849	28,849	2,596	28,849	28,849	2,196	24,403	24,403
2	2,117	23,522	52,371	2,117	23,522	52,371	2,117	23,522	47,926
3	1,750	19,445	71,816	1,750	19,445	71,816	1,668	18,533	66,459
4	1,094	12,155	83,970	1,094	12,155	83,970	1,576	17,512	83,970
5	,686	7,620	91,590						
6	,532	5,906	97,496						
7	,136	1,513	99,009						
8	,089	,991	100,000						
9	6,604 E-06	7,338E-05	100,000						

Méthode d'extraction : Analyse en composantes principales.

La qualité de la représentation (tableau 38) permet de vérifier si les variables initiales sont bien prises en compte par les variables extraites. Ici, la qualité de la représentation ou communalité de la variable « Organisation » est de 0,838. Ce qui signifie que 83,8% de la variance de la variable est prise en compte par l'une des 4 dimensions extraites. Dans cet exemple, toutes les variables sont bien représentées.

**Tableau 38 : Qualité de la représentation chez les élèves faibles ayant progressé**

	Initial	Extraction
Organisation	1,000	,838
Imposition	1,000	,946
Développement	1,000	,975
Personnalisation	1,000	,613
Evaluation positive	1,000	,922
Evaluation négative	1,000	,884
Concrétisation	1,000	,952
Affectivité positive	1,000	,764
Affectivité négative	1,000	,662

La matrice des composantes (tableau 39) montre les dimensions extraites (4 dimensions) avec les composantes. Chaque colonne correspond à une dimension extraite contenant les coefficients ou composantes qui peuvent s'interpréter comme des coefficients de corrélation.

**Tableau 39 : Matrice des composantes après rotation (a) chez les élèves faibles ayant progressé**

	Composante			
	1	2	3	4
Organisation	,175	,898	,028	-,037
Imposition	,118	-,018	,957	-,127
Développement	-,904	-,244	-,294	-,114
Personnalisation	-,001	,225	,405	-,631
Evaluation positive	,915	-,257	-,131	-,034
Evaluation négative	-,203	,911	-,014	-,109
Concrétisation	,667	,059	-,688	,175
Affectivité positive	,100	-,403	,037	,768
Affectivité négative	,037	,372	-,096	,716

Méthode d'extraction : Analyse en composantes principales. Méthodes de rotation : Varimax avec normalisation de Kaiser.

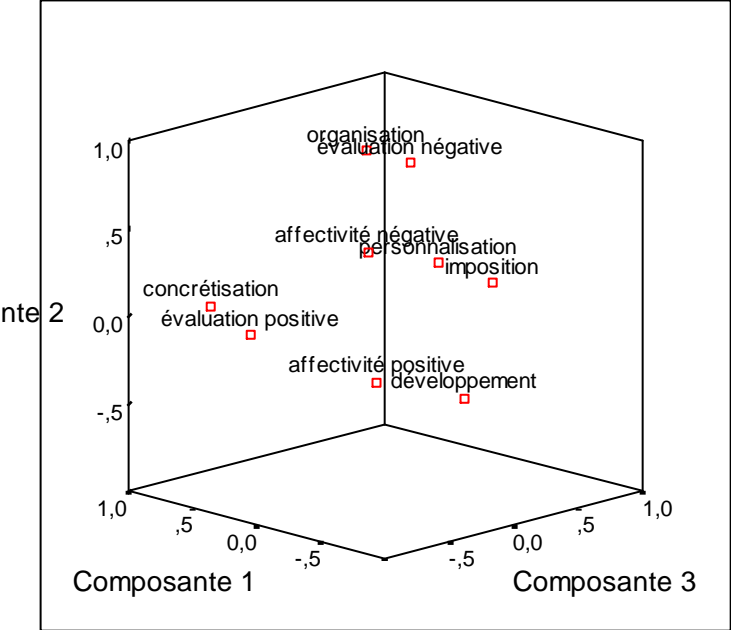
(a) La rotation a convergé en 5 itérations.

Le développement et l'évaluation positive sont ainsi reliés à la dimension 1 ; l'organisation et l'évaluation négative, à la dimension 2 ; l'imposition et la concrétisation, à la dimension 3 alors que l'affectivité positive et l'affectivité négative sont reliées à la dimension 4.

Le diagramme des composantes correspond à la représentation graphique de la matrice des composantes (figure 3).

**Figure 3 : Diagramme des composantes dans l'espace après rotation chez les élèves faibles ayant progressé**

Diagramme de composantes dans l'espace



**11.2.1.3. Elèves forts ayant régressé**

Le tableau de la variance totale expliquée (tableau 40) présente les 3 dimensions qui résument l'information. La première dimension permet d'expliquer 27,162% de la variance du phénomène, c'est-à-dire que les variables qui composent cette première dimension synthétisent 29,808% du phénomène. La seconde dimension explique 24,763% de la variance et la troisième, 23,667%. Les 3 dimensions expliquent plus de 75% de la variance totale. On conseille en général d'arrêter l'extraction de facteurs lorsque 60% de variance cumulée a été extraite. Cette variance cumulée indique que la réduction des variables à trois composantes permet de conserver l'essentiel du phénomène mesuré par les 9 variables initiales. Notre représentation du phénomène est de qualité.

**Tableau 40 : Variance totale expliquée chez les élèves forts ayant régressé**

Composante	Valeurs propres initiales			Extraction Somme des carrés de facteurs retenus			Somme des carrés des facteurs retenus pour la rotation		
	Total	% de la variance	% cumulés	Total	% de la variance	% cumulés	Total	% de la variance	% cumulés
1	2,683	29,808	29,808	2,683	29,808	29,808	2,445	27,162	27,162
2	2,506	27,846	57,654	2,506	27,846	57,654	2,229	24,763	51,925
3	1,614	17,939	75,592	1,614	17,939	75,592	2,130	23,667	75,592
4	,956	10,620	86,213						
5	,780	8,668	94,881						
6	,209	2,318	97,199						
7	,166	1,850	99,049						
8	,086	,951	100,000						
9	1,079 E-05	,000	100,000						

Méthode d'extraction : Analyse en composantes principales.

La qualité de la représentation (tableau 41) permet de vérifier si les variables initiales sont bien prises en compte par les variables extraites. Ici, la qualité de la représentation ou communalité de la variable « Organisation » est de 0,806. Ce qui signifie que 80,6% de la variance de la variable est prise en compte par l'une des 3 dimensions extraites. Dans cet exemple, toutes les variables sont bien représentées.

**Tableau 41: Qualité de la représentation chez les élèves forts ayant régressé**

	Initial	Extraction
Organisation	1,000	,806
Imposition	1,000	,933
Développement	1,000	,974
Personnalisation	1,000	,133
Evaluation positive	1,000	,870
Evaluation négative	1,000	,908
Concrétisation	1,000	,907
Affectivité positive	1,000	,797
Affectivité négative	1,000	,476

La matrice des composantes (tableau 42) montre les dimensions extraites (3 dimensions) avec les composantes. Chaque colonne correspond à une dimension extraite contenant les coefficients ou composantes qui peuvent s'interpréter comme des coefficients de corrélation.

**Tableau 42: Matrice des composantes après rotation (a) chez les élèves forts ayant régressé**

	Composante		
	1	2	3
Organisation	,831	,297	,165
Imposition	-,123	-,864	,414
Développement	-,184	,005	-,970
Personnalisation	,134	-,339	,021
Evaluation positive	-,413	,128	,826
Evaluation négative	,950	,065	-,035
Concrétisation	,206	,884	,287
Affectivité positive	-,746	,328	,364
Affectivité négative	,120	,608	,304

Méthode d'extraction : Analyse en composantes principales. Méthodes de rotation : Varimax avec normalisation de Kaiser.

(a) La rotation a convergé en 5 itérations.

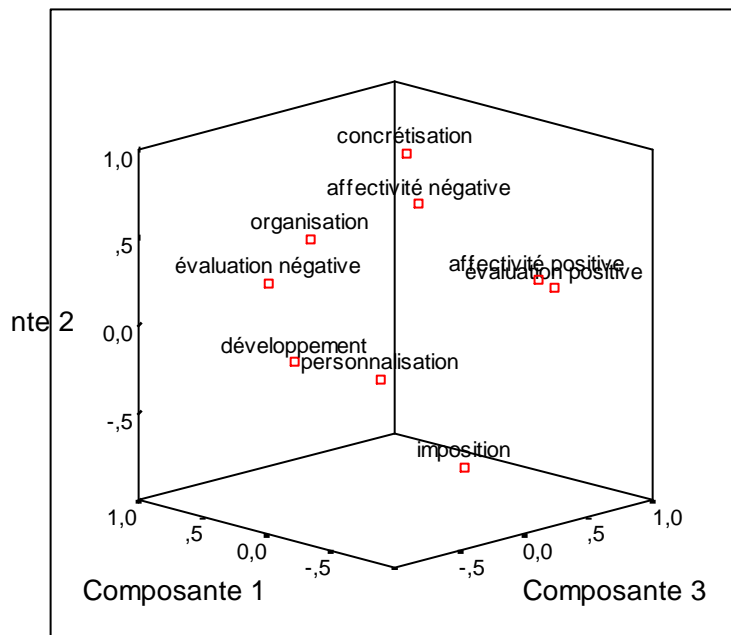
L'organisation et l'évaluation négative sont ainsi reliées à la dimension 1 ; l'imposition et la concrétisation, à la dimension 2 alors que le développement et l'évaluation positive sont reliés à la dimension 3.

Le diagramme des composantes correspond à la représentation graphique de la matrice des composantes (figure 4).



**Figure 4 : Le diagramme des composantes dans l'espace après rotation chez les élèves forts ayant régressé**

Diagramme de composantes dans l'espace



#### 11.2.1.4. Elèves forts ayant progressé

Le tableau de la variance totale expliquée (tableau 43) présente les 4 dimensions qui résument l'information. La première dimension permet d'expliquer 25,842% de la variance du phénomène, c'est-à-dire que les variables qui composent cette première dimension synthétisent 29,399% du phénomène. La seconde dimension explique 22,398% de la variance ; la troisième, 18,581 et la quatrième, 18,523%. Les 4 dimensions expliquent plus de 85% de la variance totale. On conseille en général d'arrêter l'extraction de facteurs lorsque 60% de variance cumulée a été extraite. Cette variance cumulée indique que la réduction des variables à quatre composantes permet de conserver l'essentiel du phénomène mesuré par les 9 variables initiales. Notre représentation du phénomène est de qualité.

**Tableau 43 : Variance totale expliquée chez les élèves forts ayant progressé**

Composante	Valeurs propres initiales			Extraction Somme des carrés de facteurs retenus			Somme des carrés des facteurs retenus pour la rotation		
	Total	% de la variance	% cumulés	Total	% de la variance	% cumulés	Total	% de la variance	% cumulés
1	2,646	29,399	29,399	2,646	29,399	29,399	2,326	25,842	25,842
2	2,325	25,836	55,234	2,325	25,836	55,234	2,016	22,398	48,240
3	1,654	18,376	73,610	1,654	18,376	73,610	1,672	18,581	66,820
4	1,056	11,733	85,343	1,056	11,733	85,343	1,667	18,523	85,343
5	,603	6,696	92,039						
6	,571	6,346	98,385						
7	,110	1,227	99,612						
8	,035	,388	100,000						
9	1,519 E-06	1,688E- 05	100,000						

Méthode d'extraction : Analyse en composantes principales.

La qualité de la représentation (tableau 44) permet de vérifier si les variables initiales sont bien prises en compte par les variables extraites. Ici, la qualité de la représentation ou communalité de la variable « Organisation » est de 0,810. Ce qui signifie que 81% de la variance de la variable est prise en compte par l'une des 4 dimensions extraites. Dans cet exemple, toutes les variables sont bien représentées.

**Tableau 44 : Qualité de la représentation chez les élèves forts ayant progressé**

	Initial	Extraction
Organisation	1,000	,810
Imposition	1,000	,921
Développement	1,000	,970
Personnalisation	1,000	,678
Evaluation positive	1,000	,935
Evaluation négative	1,000	,928
Concrétisation	1,000	,950
Affectivité positive	1,000	,830
Affectivité négative	1,000	,659

La matrice des composantes (tableau 45) montre les dimensions extraites (4 dimensions) avec les composantes. Chaque colonne correspond à une dimension extraite contenant les coefficients ou composantes qui peuvent s'interpréter comme des coefficients de corrélation.

**Tableau 45: Matrice des composantes après rotation(a) chez les élèves forts ayant progressé**

	Composante			
	1	2	3	4
Organisation	,215	,830	,254	-,102
Imposition	-,005	,036	,952	-,119
Développement	-,836	-,304	-,416	-,082
Personnalisation	-,078	,127	,486	-,648
Evaluation positive	,945	-,188	-,051	-,056
Evaluation négative	-,192	,895	-,057	-,294
Concrétisation	,801	,060	-,508	,216
Affectivité positive	,049	-,214	,016	,884
Affectivité négative	,003	,576	-,171	,546

Méthode d'extraction : Analyse en composantes principales. Méthodes de rotation : Varimax avec normalisation de Kaiser.

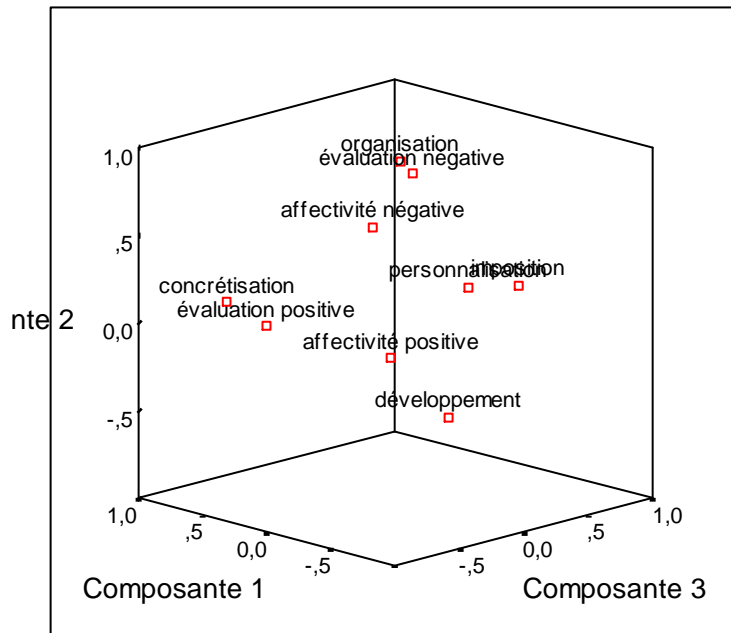
(a) La rotation a convergé en 5 itérations.

Le développement et l'évaluation positive sont ainsi reliés à la dimension 1 ; l'organisation et l'évaluation négative, à la dimension 2 ; l'imposition et la concrétisation, à la dimension 3 alors que la personnalisation et l'affectivité positive sont reliées à la dimension 4.

Le diagramme des composantes correspond à la représentation graphique de la matrice des composantes (figure 5).

**Figure 5 : Le diagramme des composantes dans l'espace après rotation chez les élèves forts ayant progressé**

Diagramme de composantes dans l'espace



#### 11.2.1.5. Elèves nouveaux ayant régressé

Le tableau de la variance totale expliquée (tableau 46) présente les 3 dimensions qui résument l'information. La première dimension permet d'expliquer 27,585% de la variance du phénomène, c'est-à-dire que les variables qui composent cette première dimension synthétisent 30,456% du phénomène. La seconde dimension explique 24,017% de la variance et la troisième 23,714%. Les 3 dimensions expliquent plus de 75% de la variance totale. On conseille en général d'arrêter l'extraction de facteurs lorsque 60% de variance cumulée a été extraite. Cette variance cumulée indique que la réduction des variables à trois composantes permet de conserver l'essentiel du phénomène mesuré par les 9 variables initiales. Notre représentation du phénomène est de qualité.

**Tableau 46: Variance totale expliquée chez les élèves nouveaux ayant régressé**

Composante	Valeurs propres initiales			Extraction Somme des carrés de facteurs retenus			Somme des carrés des facteurs retenus pour la rotation		
	Total	% de la variance	% cumulés	Total	% de la variance	% cumulés	Total	% de la variance	% cumulés
1	2,741	30,456	30,456	2,741	30,456	30,456	2,483	27,585	27,585
2	2,452	27,247	57,703	2,452	27,247	57,703	2,162	24,017	51,602
3	1,585	17,613	75,316	1,585	17,613	75,316	2,134	23,714	75,316
4	,953	10,590	85,906						
5	,810	9,002	94,908						
6	,213	2,362	97,270						
7	,165	1,831	99,102						
8	,081	,898	100,000						
9	1,006 E-05	,000	100,000						

Méthode d'extraction : Analyse en composantes principales.

La qualité de la représentation (tableau 47) permet de vérifier si les variables initiales sont bien prises en compte par les variables extraites. Ici, la qualité de la représentation ou communalité de la variable « Organisation » est de 0,841. Ce qui signifie que 84,1% de la variance de la variable est prise en compte par l'une des 3 dimensions extraites. Dans cet exemple, la variable « personnalisation » n'est pas bien représentée.

**Tableau 47: Qualité de la représentation chez les élèves nouveaux ayant régressé**

	Initial	Extraction
Organisation	1,000	,841
Imposition	1,000	,930
Développement	1,000	,972
Personnalisation	1,000	,150
Evaluation positive	1,000	,859
Evaluation négative	1,000	,922
Concrétisation	1,000	,900
Affectivité positive	1,000	,770
Affectivité négative	1,000	,435

La matrice des composantes (tableau 48) montre les dimensions extraites (3 dimensions) avec les composantes. Chaque colonne correspond à une dimension extraite contenant les coefficients ou composantes qui peuvent s'interpréter comme des coefficients de corrélation.

**Tableau 48 : Matrice des composantes après rotation(a) chez les élèves nouveaux ayant régressé**

	Composante		
	1	2	3
Organisation	,869	,144	,255
Imposition	-,179	,430	-,844
Développement	-,198	-,965	,030
Personnalisation	,101	,023	-,373
Evaluation positive	-,401	,827	,122
Evaluation négative	,955	-,046	,088
Concrétisation	,279	,286	,861
Affectivité positive	-,702	,373	,372
Affectivité négative	,057	,342	,561

Méthode d'extraction : Analyse en composantes principales. Méthodes de rotation : Varimax avec normalisation de Kaiser.

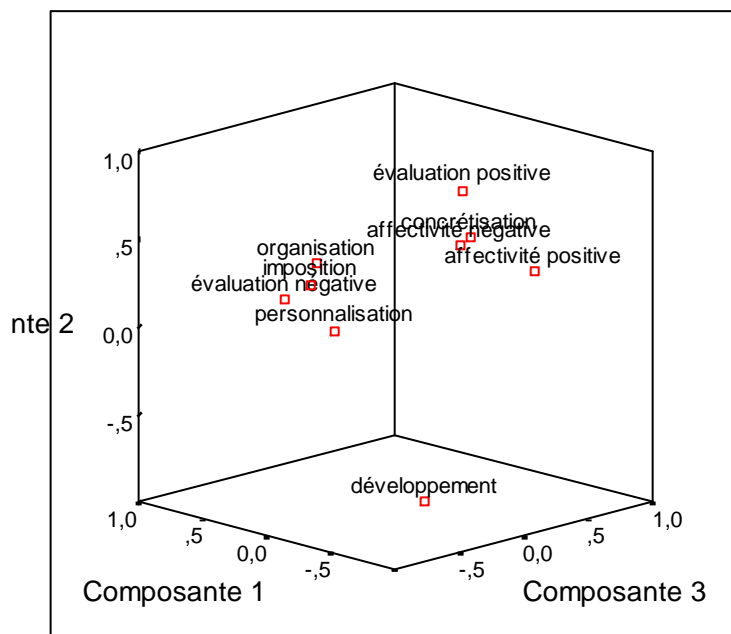
(a) La rotation a convergé en 6 itérations.

L'organisation et l'évaluation négative sont ainsi reliées à la dimension 1 ; le développement et l'évaluation positive, à la dimension 2 alors que l'imposition et la concrétisation sont reliées à la dimension 3.

Le diagramme des composantes correspond à la représentation graphique de la matrice des composantes (figure 6).

**Figure 6 : Le diagramme des composantes dans l'espace après rotation chez les élèves nouveaux ayant régressé**

Diagramme de composantes dans l'espace



### 11.2.1.6. Elèves nouveaux ayant progressé

Le tableau de la variance totale expliquée (tableau 49) présente les 4 dimensions qui résument l'information. La première dimension permet d'expliquer 25,053% de la variance du phénomène, c'est-à-dire que les variables qui composent cette première dimension synthétisent 30,123% du phénomène. La seconde dimension explique 23,625% de la variance ; la troisième, 18,903% et la quatrième 18,019%. Les 4 dimensions expliquent plus de 85% de la variance totale. On conseille en général d'arrêter l'extraction de facteurs lorsque 60% de variance cumulée a été extraite. Cette variance cumulée indique que la réduction des variables à quatre composantes permet de conserver l'essentiel du phénomène mesuré par les 9 variables initiales. Notre représentation du phénomène est de qualité.

**Tableau 49 : Variance totale expliquée chez les élèves nouveaux ayant progressé**

Composante	Valeurs propres initiales			Extraction Somme des carrés de facteurs retenus			Somme des carrés des facteurs retenus pour la rotation		
	Total	% de la variance	% cumulés	Total	% de la variance	% cumulés	Total	% de la variance	% cumulés
1	2,711	30,123	30,123	2,711	30,123	30,123	2,255	25,053	25,053
2	2,107	23,406	53,529	2,107	23,406	53,529	2,126	23,625	48,678
3	1,646	18,292	71,821	1,646	18,292	71,821	1,701	18,903	67,580
4	1,240	13,778	85,599	1,240	13,778	85,599	1,622	18,019	85,599
5	,722	8,026	93,625						
6	,374	4,151	97,777						
7	,119	1,320	99,097						
8	,081	,903	100,000						
9	4,850 E-06	5,389E- 05	100,000						

Méthode d'extraction : Analyse en composantes principales.

La qualité de la représentation (tableau 50) permet de vérifier si les variables initiales sont bien prises en compte par les variables extraites. Ici, la qualité de la représentation ou communalité de la variable « Organisation » est de 0,900. Ce qui signifie que 90% de la variance de la variable est prise en compte par l'une des 4 dimensions extraites. Dans cet exemple, toutes les variables sont bien représentées.

**Tableau 50 : Qualité de la représentation chez les élèves nouveaux ayant progressé**

	Initial	Extrait
Organisation	1,000	,900
Imposition	1,000	,952
Développement	1,000	,983
Personnalisation	1,000	,663
Evaluation positive	1,000	,912
Evaluation négative	1,000	,890
Concrétisation	1,000	,951
Affectivité positive	1,000	,829
Affectivité négative	1,000	,623

La matrice des composantes (tableau 51) montre les dimensions extraites (4 dimensions) avec les composantes. Chaque colonne correspond à une dimension extraite contenant les coefficients ou composantes qui peuvent s'interpréter comme des coefficients de corrélation.

**Tableau 51 : Matrice des composantes après rotation(a) chez les élèves nouveaux ayant progressé**

	Composante			
	1	2	3	4
Organisation	,144	,929	,120	-,035
Imposition	,062	,007	,971	-,069
Développement	-,905	-,201	-,337	-,100
Personnalisation	-,080	,314	,459	-,590
Evaluation positive	,910	-,232	-,134	-,112
Evaluation négative	-,199	,917	-,036	-,090
Concrétisation	,732	-,006	-,624	,158
Affectivité positive	,027	-,356	,046	,836
Affectivité négative	-,021	,319	-,091	,716

Méthode d'extraction : Analyse en composantes principales. Méthodes de rotation : Varimax avec normalisation de Kaiser.

(a) La rotation a convergé en 5 itérations.

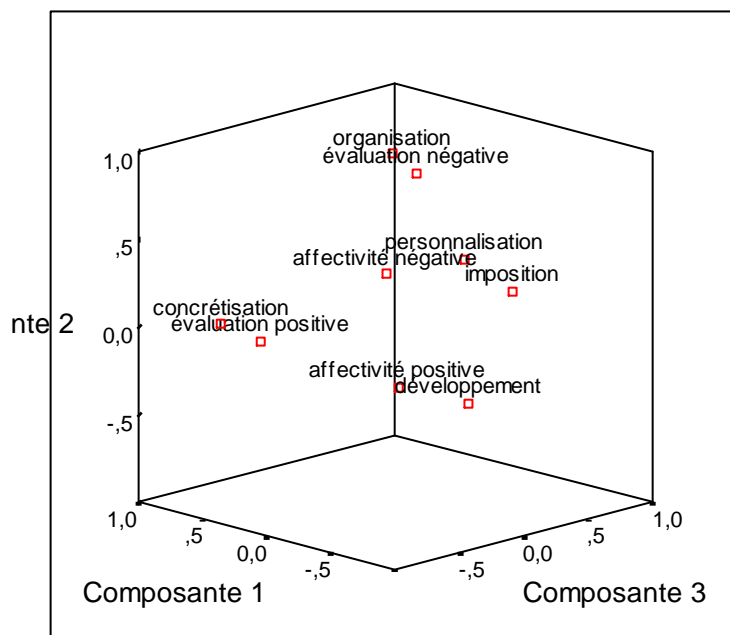
Le développement et l'évaluation positive sont ainsi reliés à la dimension 1 ; l'organisation et l'évaluation négative, à la dimension 2 ; l'imposition et la concrétisation, à la dimension 3 alors que l'affectivité positive et l'affectivité négative sont reliées à la dimension 4.

Le diagramme des composantes correspond à la représentation graphique de la matrice des composantes (figure 7).



**Figure 7 : Le diagramme des composantes dans l'espace après rotation chez les élèves nouveaux ayant progressé**

Diagramme de composantes dans l'espace



#### 11.2.1.7. Elèves redoublants ayant régressé

Le tableau de la variance totale expliquée (tableau 52) présente les 3 dimensions qui résument l'information. La première dimension permet d'expliquer 29,211% de la variance du phénomène, c'est-à-dire que les variables qui composent cette première dimension synthétisent 32,524% du phénomène. La seconde dimension explique 27,136% de la variance et la troisième, 22,930%. Les 3 dimensions expliquent plus de 79% de la variance totale. On conseille en général d'arrêter l'extraction de facteurs lorsque 60% de variance cumulée a été extraite. Cette variance cumulée indique que la réduction des variables à trois composantes permet de conserver l'essentiel du phénomène mesuré par les 9 variables initiales. Notre représentation du phénomène est de qualité.

**Tableau 52 : Variance totale expliquée chez les élèves redoublants ayant régressé**

Composante	Valeurs propres initiales			Extraction Somme des carrés de facteurs retenus			Somme des carrés des facteurs retenus pour la rotation		
	Total	% de la variance	% cumulés	Total	% de la variance	% cumulés	Total	% de la variance	% cumulés
1	2,927	32,524	32,524	2,927	32,524	32,524	2,629	29,211	29,211
2	2,456	27,293	59,818	2,456	27,293	59,818	2,442	27,136	56,348
3	1,751	19,460	79,278	1,751	19,460	79,278	2,064	22,930	79,278
4	,821	9,119	88,397						
5	,689	7,658	96,056						
6	,207	2,296	98,351						
7	,111	1,238	99,590						
8	,037	,410	100,000						
9	2,456 E-06	2,729E-05	100,000						

Méthode d'extraction : Analyse en composantes principales.

La qualité de la représentation (tableau 53) permet de vérifier si les variables initiales sont bien prises en compte par les variables extraites. Ici, la qualité de la représentation ou communalité de la variable « Organisation » est de 0,681. Ce qui signifie que 68,1% de la variance de la variable est prise en compte par l'une des 3 dimensions extraites. Dans cet exemple, toutes les variables sont bien représentées.

**Tableau 53 : Qualité de la représentation chez les élèves redoublants ayant régressé**

	Initial	Extraction
Organisation	1,000	,681
Imposition	1,000	,949
Développement	1,000	,971
Personnalisation	1,000	,376
Evaluation positive	1,000	,884
Evaluation négative	1,000	,922
Concrétisation	1,000	,934
Affectivité positive	1,000	,859
Affectivité négative	1,000	,558

La matrice des composantes (tableau 54) montre les dimensions extraites (3 dimensions) avec les composantes. Chaque colonne correspond à une dimension extraite contenant les coefficients ou composantes qui peuvent s'interpréter comme des coefficients de corrélation.

**Tableau 54 : Matrice des composantes après rotation(a) chez les élèves redoublants ayant régressé**

	Composante		
	1	2	3
Organisation	,399	,686	,226
Imposition	-,805	,083	,543
Développement	-,163	-,192	-,953
Personnalisation	-,563	-,011	-,243
Evaluation positive	,199	-,467	,792
Evaluation négative	,138	,948	,058
Concrétisation	,953	-,007	,158
Affectivité positive	,184	-,864	,282
Affectivité négative	,691	,253	,129

Méthode d'extraction : Analyse en composantes principales. Méthodes de rotation : Varimax avec normalisation de Kaiser.

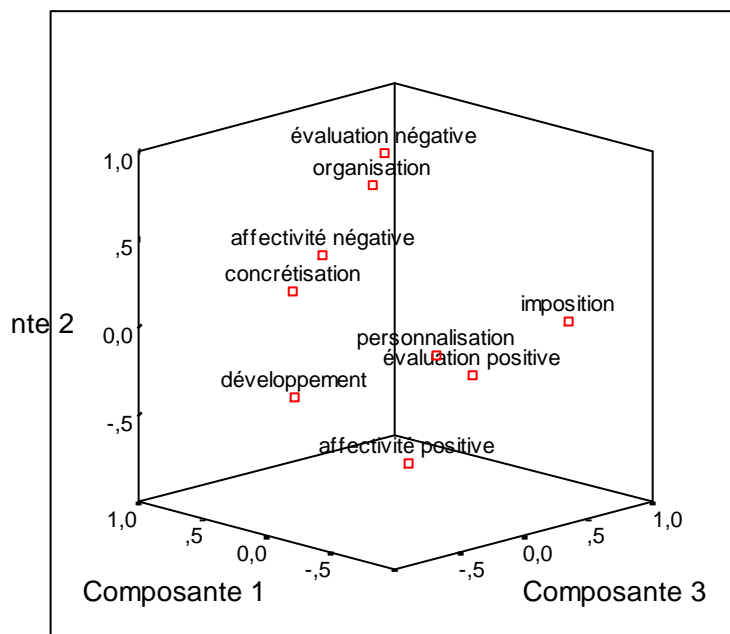
(a) La rotation a convergé en 5 itérations.

L'imposition et la concrétisation sont ainsi reliées à la dimension 1 ; l'évaluation négative et l'affectivité positive, à la dimension 2 alors que le développement et l'évaluation positive sont reliés à la dimension 3.

Le diagramme des composantes correspond à la représentation graphique de la matrice des composantes (figure 8).

**Figure 8 : Diagramme des composantes dans l'espace après rotation chez les élèves redoublants ayant régressé**

Diagramme de composantes dans l'espace



### 11.2.1.8. Elèves redoublants ayant progressé

Le tableau de la variance totale expliquée (tableau 55) présente les 3 dimensions qui résument l'information. La première dimension permet d'expliquer 26,815% de la variance du phénomène, c'est-à-dire que les variables qui composent cette première dimension synthétisent 29,958% du phénomène. La seconde dimension explique 23,611% de la variance et la troisième, 23,439%. Les 3 dimensions expliquent plus de 73% de la variance totale. On conseille en général d'arrêter l'extraction de facteurs lorsque 60% de variance cumulée a été extraite. Cette variance cumulée indique que la réduction des variables à trois composantes permet de conserver l'essentiel du phénomène mesuré par les 9 variables initiales. Notre représentation du phénomène est de qualité.

**Tableau 55 : Variance totale expliquée chez les élèves redoublants ayant progressé**

Composante	Valeurs propres initiales			Extraction Somme des carrés de facteurs retenus			Somme des carrés des facteurs retenus pour la rotation		
	Total	% de la variance	% cumulés	Total	% de la variance	% cumulés	Total	% de la variance	% cumulés
1	2,696	29,958	29,958	2,696	29,958	29,958	2,413	26,815	26,815
2	2,278	25,312	55,270	2,278	25,312	55,270	2,125	23,611	50,426
3	1,674	18,595	73,865	1,674	18,595	73,865	2,109	23,439	73,865
4	,877	9,748	83,613						
5	,719	7,990	91,603						
6	,567	6,302	97,905						
7	,118	1,313	99,217						
8	,070	,783	100,000						
9	4,516 E-06	5,018E- 05	100,000						

Méthode d'extraction : Analyse en composantes principales.

La qualité de la représentation (tableau 56) permet de vérifier si les variables initiales sont bien prises en compte par les variables extraites. Ici, la qualité de la représentation ou communalité de la variable « Organisation » est de 0,715. Ce qui signifie que 71,5% de la variance de la variable est prise en compte par l'une des 3 dimensions extraites. Dans cet exemple, toutes les variables sont bien représentées.

**Tableau 56 : Qualité de la représentation chez les élèves redoublants ayant progressé**

	Initial	Extraction
Organisation	1,000	,715
Imposition	1,000	,745
Développement	1,000	,940
Personnalisation	1,000	,531
Evaluation positive	1,000	,879
Evaluation négative	1,000	,929
Concrétisation	1,000	,817
Affectivité positive	1,000	,580
Affectivité négative	1,000	,512

La matrice des composantes (tableau 57) montre les dimensions extraites (3 dimensions) avec les composantes. Chaque colonne correspond à une dimension extraite contenant les coefficients ou composantes qui peuvent s'interpréter comme des coefficients de corrélation.

**Tableau 57 : Matrice des composantes après rotation(a) chez les élèves redoublants ayant progressé**

	Composante		
	1	2	3
Organisation	,386	,000	,752
Imposition	,181	-,842	,051
Développement	-,905	,176	-,298
Personnalisation	,009	-,715	,142
Evaluation positive	,901	,047	-,257
Evaluation négative	-,168	-,045	,948
Concrétisation	,646	,626	,087
Affectivité positive	,313	,449	-,529
Affectivité négative	,238	,525	,425

Méthode d'extraction : Analyse en composantes principales. Méthodes de rotation : Varimax avec normalisation de Kaiser.

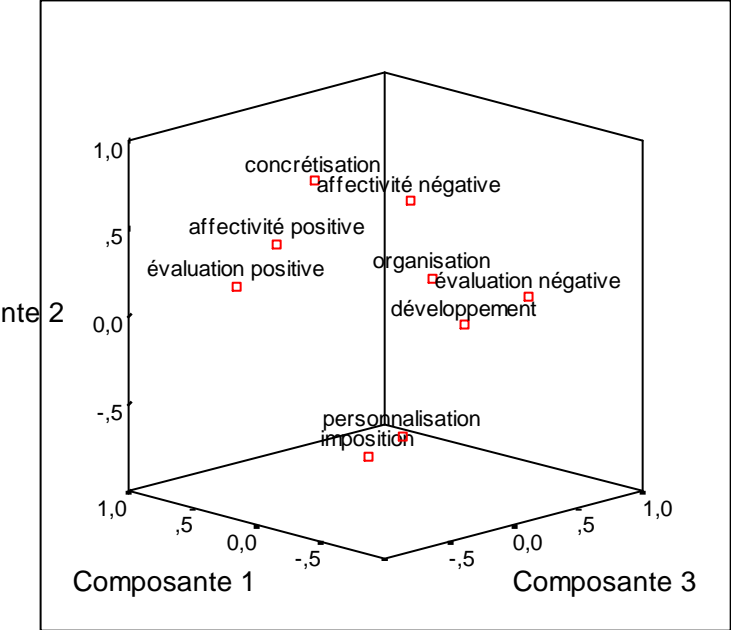
(a) La rotation a convergé en 5 itérations.

Le développement et l'évaluation positive sont ainsi reliés à la dimension 1 ; l'imposition et la personnalisation, à la dimension 2 alors que l'organisation et l'évaluation négative sont reliées à la dimension 3.

Le diagramme des composantes correspond à la représentation graphique de la matrice des composantes (figure 9).

**Figure 9 : Le diagramme des composantes dans l'espace après rotation chez les élèves redoublants ayant progressé**

Diagramme de composantes dans l'espace



## 11.2.2. Résultats en calcul

### 11.2.2.1. Elèves faibles ayant régressé

Le tableau de la variance totale expliquée (tableau 58) présente les 3 dimensions qui résument l'information. La première dimension permet d'expliquer 28,038% de la variance du phénomène, c'est-à-dire que les variables qui composent cette première dimension synthétisent 31,768% du phénomène. La seconde dimension explique 27,073% de la variance et la troisième, 22,649%. Les 3 dimensions expliquent plus de 77% de la variance totale. On conseille en général d'arrêter l'extraction de facteurs lorsque 60% de variance cumulée a été extraite. Cette variance cumulée indique que la réduction des variables à trois composantes permet de conserver l'essentiel du phénomène mesuré par les 9 variables initiales. Notre représentation du phénomène est de qualité.

**Tableau 58 : Variance totale expliquée chez les élèves faibles ayant régressé**

Composante	Valeurs propres initiales			Extraction Somme des carrés de facteurs retenus			Somme des carrés des facteurs retenus pour la rotation		
	Total	% de la variance	% cumulés	Total	% de la variance	% cumulés	Total	% de la variance	% cumulés
1	2,859	31,768	31,768	2,859	31,768	31,768	2,523	28,038	28,038
2	2,339	25,986	57,754	2,339	25,986	57,754	2,437	27,073	55,111
3	1,801	20,006	77,760	1,801	20,006	77,760	2,038	22,649	77,760
4	,952	10,573	88,333						
5	,561	6,235	94,568						
6	,423	4,702	99,270						
7	,066	,730	100,000						
8	1,097 E-16	1,219E- 15	100,000						
9	- 6,348 E-16	-7,053E- 15	100,000						

Méthode d'extraction : Analyse en composantes principales.

La qualité de la représentation (tableau 59) permet de vérifier si les variables initiales sont bien prises en compte par les variables extraites. Ici, la qualité de la représentation ou communalité de la variable « Organisation » est de 0,794. Ce qui signifie que 79,4% de la variance de la variable est prise en compte par l'une des 3 dimensions extraites. Dans cet exemple, toutes les variables sont bien représentées.

**Tableau 59 : Qualité de représentation chez les élèves faibles ayant régressé**

	Initial	Extraction
Organisation	1,000	,794
Imposition	1,000	,790
Développement	1,000	,940
Personnalisation	1,000	,617
Evaluation positive	1,000	,778
Evaluation négative	1,000	,811
Concrétisation	1,000	,797
Affectivité positive	1,000	,505
Affectivité négative	1,000	,967

La matrice des composantes (tableau 60) montre les dimensions extraites (3 dimensions) avec les composantes. Chaque colonne correspond à une dimension extraite contenant les coefficients ou composantes qui peuvent s'interpréter comme des coefficients de corrélation.

**Tableau 60 : Matrice des composantes après rotation(a) chez les élèves faibles ayant régressé**

	Composante		
	1	2	3
Organisation	,862	-,125	-,189
Imposition	,869	,177	-,049
Développement	-,790	-,261	-,498
Personnalisation	,089	-,020	,780
Evaluation positive	,133	,735	,469
Evaluation négative	-,023	,900	,022
Concrétisation	-,198	,072	,867
Affectivité positive	,293	,647	,013
Affectivité négative	-,500	,739	-,414

Méthode d'extraction : Analyse en composantes principales. Méthodes de rotation : Varimax avec normalisation de Kaiser.

(a) La rotation a convergé en 4 itérations.

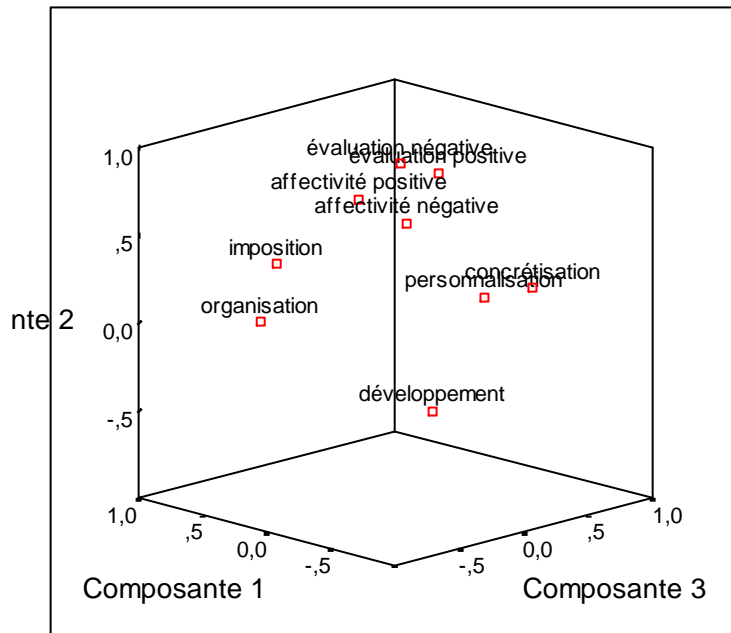
L'organisation et l'imposition sont ainsi reliées à la dimension 1 ; l'évaluation négative et l'affectivité négative, à la dimension 2 alors que la personnalisation et la concrétisation sont reliées à la dimension 3.

Le diagramme des composantes correspond à la représentation graphique de la matrice des composantes (figure 10)



**Figure 10: Diagramme des composantes dans l'espace après rotation chez les élèves faibles ayant régressé**

Diagramme de composantes dans l'espace



### 11.2.2.2. Elèves faibles ayant progressé

Le tableau de la variance totale expliquée (tableau 61) présente les 4 dimensions qui résument l'information. La première dimension permet d'expliquer 27,983% de la variance du phénomène, c'est-à-dire que les variables qui composent cette première dimension synthétisent 30,324% du phénomène. La seconde dimension explique 22,154% de la variance ; la troisième, 20,103 et la quatrième, 16,839%. Les 4 dimensions expliquent plus de 87% de la variance totale. On conseille en général d'arrêter l'extraction de facteurs lorsque 60% de variance cumulée a été extraite. Cette variance cumulée indique que la réduction des variables à quatre composantes permet de conserver l'essentiel du phénomène mesuré par les 9 variables initiales. Notre représentation du phénomène est de qualité.

**Tableau 61 : Variance totale expliquée chez les élèves faibles ayant progressé**

Composante	Valeurs propres initiales			Extraction Somme des carrés de facteurs retenus			Somme des carrés des facteurs retenus pour la rotation		
	Total	% de la variance	% cumulés	Total	% de la variance	% cumulés	Total	% de la variance	% cumulés
1	2,729	30,324	30,324	2,729	30,324	30,324	2,518	27,983	27,983
2	2,132	23,684	54,008	2,132	23,684	54,008	1,994	22,154	50,137
3	1,780	19,782	73,790	1,780	19,782	73,790	1,809	20,103	70,240
4	1,196	13,290	87,080	1,196	13,290	87,080	1,516	16,839	87,080
5	,573	6,362	93,442						
6	,400	4,447	97,889						
7	,099	1,095	98,984						
8	,091	1,015	100,000						
9	1,010 E-05	,000	100,000						

Méthode d'extraction : Analyse en composantes principales.

La qualité de la représentation (tableau 62) permet de vérifier si les variables initiales sont bien prises en compte par les variables extraites. Ici, la qualité de la représentation ou communalité de la variable « Organisation » est de 0,918. Ce qui signifie que 91,8% de la variance de la variable est prise en compte par l'une des 4 dimensions extraites. Dans cet exemple, toutes les variables sont bien représentées.

**Tableau 62 : Qualité de représentation chez les élèves faibles ayant progressé**

	Initial	Extraction
Organisation	1,000	,918
Imposition	1,000	,920
Développement	1,000	,854
Personnalisation	1,000	,843
Evaluation positive	1,000	,921
Evaluation négative	1,000	,936
Concrétisation	1,000	,757
Affectivité positive	1,000	,782
Affectivité négative	1,000	,906

La matrice des composantes (tableau 63) montre les dimensions extraites (4 dimensions) avec les composantes. Chaque colonne correspond à une dimension extraite contenant les coefficients ou composantes qui peuvent s'interpréter comme des coefficients de corrélation.

**Tableau 63 : Matrice des composantes après rotation (a) chez les élèves faibles ayant progressé**

	Composante			
	1	2	3	4
Organisation	,770	-,058	-,566	,043
Imposition	,858	,125	,402	-,077
Développement	-,868	,194	-,205	-,145
Personnalisation	-,069	,891	,007	-,212
Evaluation positive	,319	,193	,868	-,171
Evaluation négative	,064	-,075	-,012	,962
Concrétisation	-,500	-,670	-,083	,225
Affectivité positive	,048	-,081	,714	,513
Affectivité négative	-,270	,803	,123	,416

Méthode d'extraction : Analyse en composantes principales. Méthodes de rotation : Varimax avec normalisation de Kaiser.

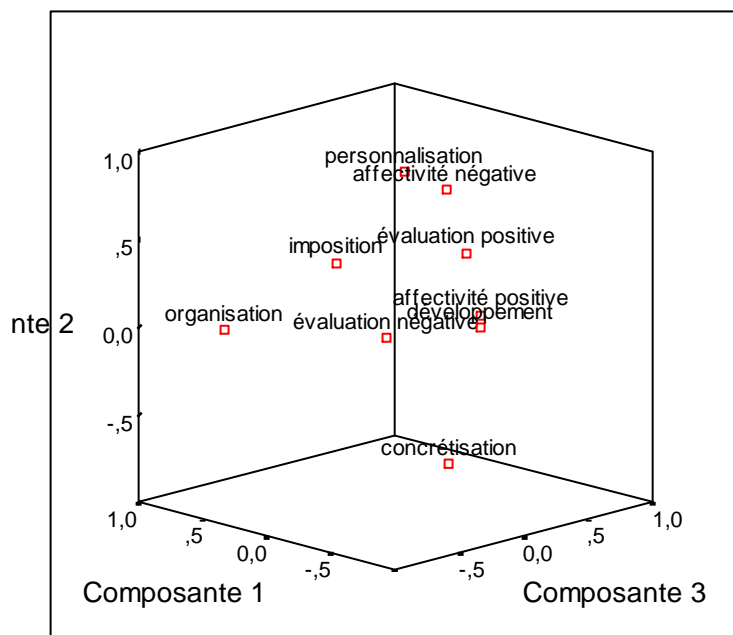
(a) La rotation a convergé en 7 itérations.

L'imposition et le développement sont ainsi reliés à la dimension 1 ; la personnalisation et l'affectivité négative, à la dimension 2 ; l'évaluation positive et l'affectivité positive, à la dimension 3 alors que l'évaluation négative est reliée à la dimension 4.

Le diagramme des composantes correspond à la représentation graphique de la matrice des composantes (figure 11)

**Figure 11: Diagramme des composantes dans l'espace après rotation chez les élèves faibles ayant progressé**

Diagramme de composantes dans l'espace



### 11.2.2.3. Elèves forts ayant régressé

Le tableau de la variance totale expliquée (tableau 64) présente les 4 dimensions qui résument l'information. La première dimension permet d'expliquer 25,636% de la variance du phénomène, c'est-à-dire que les variables qui composent cette première dimension synthétisent 28,442% du phénomène. La seconde dimension explique 23,251% de la variance ; la troisième, 16,609 et la quatrième, 15,635%. Les 4 dimensions expliquent plus de 81% de la variance totale. On conseille en général d'arrêter l'extraction de facteurs lorsque 60% de variance cumulée a été extraite. Cette variance cumulée indique que la réduction des variables à quatre composantes permet de conserver l'essentiel du phénomène mesuré par les 9 variables initiales. Notre représentation du phénomène est de qualité.

**Tableau 64 : Variance totale expliquée chez les élèves forts ayant régressé**

Composante	Valeurs propres initiales			Extraction Somme des carrés de facteurs retenus			Somme des carrés des facteurs retenus pour la rotation		
	Total	% de la variance	% cumulés	Total	% de la variance	% cumulés	Total	% de la variance	% cumulés
1	2,560	28,442	28,442	2,560	28,442	28,442	2,307	25,636	25,636
2	2,313	25,701	54,143	2,313	25,701	54,143	2,093	23,251	48,887
3	1,419	15,766	69,909	1,419	15,766	69,909	1,495	16,609	65,497
4	1,010	11,222	81,131	1,010	11,222	81,131	1,407	15,635	81,131
5	,751	8,348	89,479						
6	,651	7,234	96,714						
7	,181	2,010	98,724						
8	,115	1,276	100,000						
9	1,384 E-05	,000	100,000						

Méthode d'extraction : Analyse en composantes principales.

La qualité de la représentation (tableau 65) permet de vérifier si les variables initiales sont bien prises en compte par les variables extraites. Ici, la qualité de la représentation ou communalité de la variable « Organisation » est de 0,972. Ce qui signifie que 97,2% de la variance de la variable est prise en compte par l'une des 4 dimensions extraites. Dans cet exemple, toutes les variables sont bien représentées.

**Tableau 65 : Qualité de représentation chez les élèves forts ayant régressé**

	Initial	Extraction
Organisation	1,000	,972
Imposition	1,000	,817
Développement	1,000	,883
Personnalisation	1,000	,672
Evaluation positive	1,000	,928
Evaluation négative	1,000	,817
Concrétisation	1,000	,719
Affectivité positive	1,000	,706
Affectivité négative	1,000	,787

La matrice des composantes (tableau 66) montre les dimensions extraites (4 dimensions) avec les composantes. Chaque colonne correspond à une dimension extraite contenant les coefficients ou composantes qui peuvent s'interpréter comme des coefficients de corrélation.

**Tableau 66 : Matrice des composantes après rotation(a) chez les élèves forts ayant régressé**

	Composante			
	1	2	3	4
Organisation	,061	-,005	-,041	,983
Imposition	,857	,111	-,126	,235
Développement	-,732	,321	-,047	-,493
Personnalisation	,093	,769	-,264	,056
Evaluation positive	,916	,158	,051	-,249
Evaluation négative	-,305	-,077	,845	-,062
Concrétisation	-,145	-,819	,147	-,066
Affectivité positive	,224	-,125	,800	,008
Affectivité négative	-,151	,817	,165	-,261

Méthode d'extraction : Analyse en composantes principales. Méthodes de rotation : Varimax avec normalisation de Kaiser.

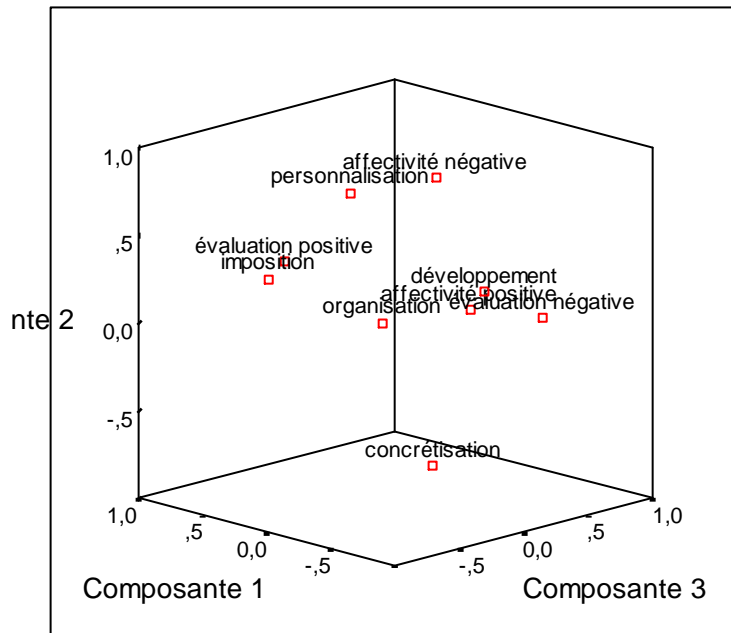
(a) La rotation a convergé en 6 itérations.

L'imposition et l'évaluation positive sont ainsi reliées à la dimension 1 ; la concrétisation et l'affectivité négative, à la dimension 2 ; l'évaluation négative et l'affectivité positive, à la dimension 3 alors que l'organisation et le développement sont reliés à la dimension 4.

Le diagramme des composantes correspond à la représentation graphique de la matrice des composantes (figure 12)

**Figure 12: Diagramme des composantes dans l'espace après rotation chez les élèves forts ayant régressé**

Diagramme de composantes dans l'espace



#### 11.2.2.4. Elèves forts ayant progressé

Le tableau de la variance totale expliquée (tableau 67) présente les 3 dimensions qui résument l'information. La première dimension permet d'expliquer 36,051% de la variance du phénomène, c'est-à-dire que les variables qui composent cette première dimension synthétisent 37,234% du phénomène. La seconde dimension explique 29,210% de la variance et la troisième, 27,993%. Les 3 dimensions expliquent plus de 93% de la variance totale. On conseille en général d'arrêter l'extraction de facteurs lorsque 60% de variance cumulée a été extraite. Cette variance cumulée indique que la réduction des variables à trois composantes permet de conserver l'essentiel du phénomène mesuré par les 9 variables initiales. Notre représentation du phénomène est de qualité.

**Tableau 67 : Variance totale expliquée chez les élèves forts ayant progressé**

Composante	Valeurs propres initiales			Extraction Somme des carrés de facteurs retenus			Somme des carrés des facteurs retenus pour la rotation		
	Total	% de la variance	% cumulés	Total	% de la variance	% cumulés	Total	% de la variance	% cumulés
1	3,351	37,234	37,234	3,351	37,234	37,234	3,245	36,051	36,051
2	3,014	33,494	70,728	3,014	33,494	70,728	2,629	29,210	65,261
3	2,027	22,526	93,254	2,027	22,526	93,254	2,519	27,993	93,254
4	,389	4,323	97,576						
5	,218	2,424	100,000						
6	5,826E-16	6,474E-15	100,000						
7	2,164E-16	2,405E-15	100,000						
8	1,140E-16	1,267E-15	100,000						
9	-6,457E-16	-7,174E-15	100,000						

Méthode d'extraction : Analyse en composantes principales.

La qualité de la représentation (tableau 68) permet de vérifier si les variables initiales sont bien prises en compte par les variables extraites. Ici, la qualité de la représentation ou communalité de la variable « Organisation » est de 0,932. Ce qui signifie que 93,2% de la variance de la variable est prise en compte par l'une des 3 dimensions extraites. Dans cet exemple, toutes les variables sont bien représentées.

**Tableau 68 : Qualité de représentation chez les élèves forts ayant progressé**

	Initial	Extraction
Organisation	1,000	,932
Imposition	1,000	,983
Développement	1,000	,927
Personnalisation	1,000	,988
Evaluation positive	1,000	,956
Evaluation négative	1,000	,983
Concrétisation	1,000	,949
Affectivité positive	1,000	,795
Affectivité négative	1,000	,880

La matrice des composantes (tableau 69) montre les dimensions extraites (3 dimensions) avec les composantes. Chaque colonne correspond à une dimension extraite contenant les coefficients ou composantes qui peuvent s'interpréter comme des coefficients de corrélation.



**Tableau 69 : Matrice des composantes après rotation(a) chez les élèves forts ayant progressé**

	Composante		
	1	2	3
Organisation	-,202	-,164	,930
Imposition	,340	,368	,855
Développement	,118	-,683	-,669
Personnalisation	,912	-,393	-,032
Evaluation positive	,933	,221	,192
Evaluation négative	-,208	,964	,105
Concrétisation	-,710	,324	-,583
Affectivité positive	,220	,858	-,104
Affectivité négative	,881	,166	-,278

Méthode d'extraction : Analyse en composantes principales. Méthodes de rotation : Varimax avec normalisation de Kaiser.

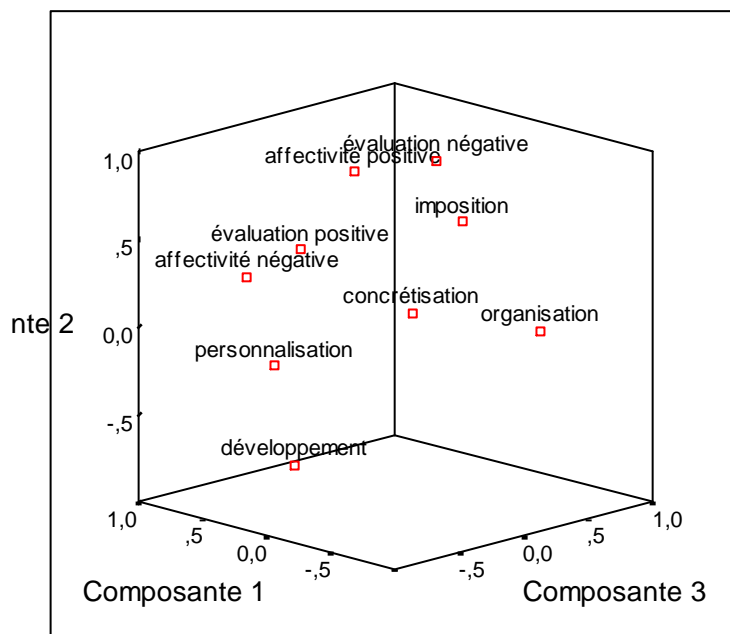
(a) La rotation a convergé en 5 itérations.

La personnalisation et l'évaluation positive sont ainsi reliées à la dimension 1 ; l'évaluation négative et l'affectivité positive, à la dimension 2 alors que l'organisation et l'imposition sont reliées à la dimension 3.

Le diagramme des composantes correspond à la représentation graphique de la matrice des composantes (figure 13)

**Figure 13: Diagramme des composantes dans l'espace après rotation chez les élèves forts ayant progressé**

Diagramme de composantes dans l'espace



### 11.2.2.5. Elèves nouveaux ayant régressé

Le tableau de la variance totale expliquée (tableau 70) présente les 3 dimensions qui résument l'information. La première dimension permet d'expliquer 26,152% de la variance du phénomène, c'est-à-dire que les variables qui composent cette première dimension synthétisent 27,345% du phénomène. La seconde dimension explique 22,441% de la variance et la troisième, 19,585%. Les 3 dimensions expliquent plus de 68% de la variance totale. On conseille en général d'arrêter l'extraction de facteurs lorsque 60% de variance cumulée a été extraite. Cette variance cumulée indique que la réduction des variables à trois composantes permet de conserver l'essentiel du phénomène mesuré par les 9 variables initiales. Notre représentation du phénomène est de qualité.

**Tableau 70: Variance totale expliquée chez les élèves nouveaux ayant régressé**

Composante	Valeurs propres initiales			Extraction Somme des carrés de facteurs retenus			Somme des carrés des facteurs retenus pour la rotation		
	Total	% de la variance	% cumulés	Total	% de la variance	% cumulés	Total	% de la variance	% cumulés
1	2,461	27,345	27,345	2,461	27,345	27,345	2,354	26,152	26,152
2	2,010	22,332	49,677	2,010	22,332	49,677	2,020	22,441	48,594
3	1,665	18,502	68,179	1,665	18,502	68,179	1,763	19,585	68,179
4	,993	11,028	79,207						
5	,846	9,402	88,609						
6	,656	7,293	95,902						
7	,242	2,691	98,593						
8	,127	1,407	100,000						
9	1,603 E-05	,000	100,000						

Méthode d'extraction : Analyse en composantes principales.

La qualité de la représentation (tableau 71) permet de vérifier si les variables initiales sont bien prises en compte par les variables extraites. Ici, la qualité de la représentation ou communalité de la variable « Organisation » est de 0,422. Ce qui signifie que 42,2% de la variance de la variable est prise en compte par l'une des 3 dimensions extraites. Dans cet exemple, toutes les variables sont bien représentées.

**Tableau 71 : Qualité de représentation chez les élèves nouveaux ayant régressé**

	Initial	Extraction
Organisation	1,000	,422
Imposition	1,000	,772
Développement	1,000	,885
Personnalisation	1,000	,603
Evaluation positive	1,000	,748
Evaluation négative	1,000	,697
Concrétisation	1,000	,677
Affectivité positive	1,000	,552
Affectivité négative	1,000	,781

La matrice des composantes (tableau 72) montre les dimensions extraites (3 dimensions) avec les composantes. Chaque colonne correspond à une dimension extraite contenant les coefficients ou composantes qui peuvent s'interpréter comme des coefficients de corrélation.

**Tableau 72 : Matrice des composantes après rotation(a) chez les élèves nouveaux ayant régressé**

	Composante		
	1	2	3
Organisation	,245	-,080	-,596
Imposition	,783	,262	-,300
Développement	-,814	,312	,354
Personnalisation	,072	,773	,003
Evaluation positive	,821	,228	,144
Evaluation négative	,176	-,393	,715
Concrétisation	-,026	-,822	-,004
Affectivité positive	,551	-,309	,391
Affectivité négative	-,048	,520	,713

Méthode d'extraction : Analyse en composantes principales. Méthodes de rotation : Varimax avec normalisation de Kaiser.

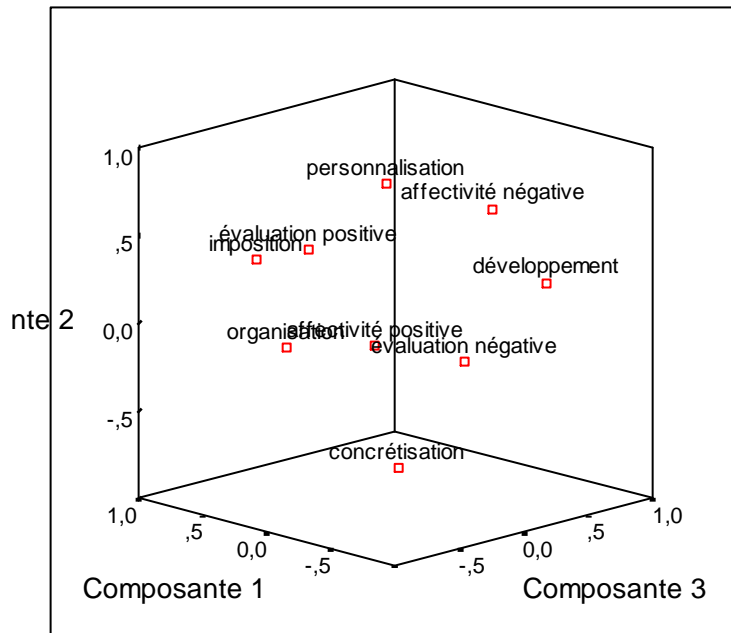
(a) La rotation a convergé en 9 itérations.

Le développement et l'évaluation positive sont ainsi reliés à la dimension 1 ; la personnalisation et la concrétisation, à la dimension 2 alors que l'évaluation négative et l'affectivité négative sont reliées à la dimension 3.

Le diagramme des composantes correspond à la représentation graphique de la matrice des composantes (figure 14)

**Figure 14: Diagramme des composantes dans l'espace après rotation chez les élèves nouveaux ayant régressé**

Diagramme de composantes dans l'espace



#### 11.2.2.6. Elèves nouveaux ayant progressé

Le tableau de la variance totale expliquée (tableau 73) présente les 4 dimensions qui résument l'information. La première dimension permet d'expliquer 30,050% de la variance du phénomène, c'est-à-dire que les variables qui composent cette première dimension synthétisent 31,477% du phénomène. La seconde dimension explique 22,509% de la variance ; la troisième, 17,926 et la quatrième, 16,247%. Les 4 dimensions expliquent plus de 86% de la variance totale. On conseille en général d'arrêter l'extraction de facteurs lorsque 60% de variance cumulée a été extraite. Cette variance cumulée indique que la réduction des variables à quatre composantes permet de conserver l'essentiel du phénomène mesuré par les 9 variables initiales. Notre représentation du phénomène est de qualité.

**Tableau 73 : Variance totale expliquée chez les élèves nouveaux ayant progressé**

Composante	Valeurs propres initiales			Extraction Somme des carrés de facteurs retenus			Somme des carrés des facteurs retenus pour la rotation		
	Total	% de la variance	% cumulés	Total	% de la variance	% cumulés	Total	% de la variance	% cumulés
1	2,833	31,477	31,477	2,833	31,477	31,477	2,705	30,050	30,050
2	2,102	23,353	54,830	2,102	23,353	54,830	2,026	22,509	52,560
3	1,693	18,812	73,643	1,693	18,812	73,643	1,613	17,926	70,486
4	1,178	13,090	86,733	1,178	13,090	86,733	1,462	16,247	86,733
5	,583	6,481	93,214						
6	,396	4,403	97,617						
7	,134	1,485	99,101						
8	,081	,898	100,000						
9	8,679 E-06	9,643E-05	100,000						

Méthode d'extraction : Analyse en composantes principales.

La qualité de la représentation (tableau 74) permet de vérifier si les variables initiales sont bien prises en compte par les variables extraites. Ici, la qualité de la représentation ou communalité de la variable « Organisation » est de 0,926. Ce qui signifie que 92,6% de la variance de la variable est prise en compte par l'une des 4 dimensions extraites. Dans cet exemple, toutes les variables sont bien représentées.

**Tableau 74 : Qualité de représentation chez les élèves nouveaux ayant progressé**

	Initial	Extraction
Organisation	1,000	,926
Imposition	1,000	,900
Développement	1,000	,873
Personnalisation	1,000	,839
Evaluation positive	1,000	,916
Evaluation négative	1,000	,884
Concrétisation	1,000	,778
Affectivité positive	1,000	,757
Affectivité négative	1,000	,934

La matrice des composantes (tableau 75) montre les dimensions extraites (4 dimensions) avec les composantes. Chaque colonne correspond à une dimension extraite contenant les coefficients ou composantes qui peuvent s'interpréter comme des coefficients de corrélation.

**Tableau 75 : Matrice des composantes après rotation(a) chez les élèves nouveaux ayant progressé**

	Composante			
	1	2	3	4
Organisation	,013	-,022	-,028	-,962
Imposition	,903	,136	-,072	-,245
Développement	-,729	,213	-,279	,467
Personnalisation	,017	,900	-,171	,016
Evaluation positive	,891	,190	-,102	,273
Evaluation négative	,021	-,083	,934	-,059
Concrétisation	-,401	-,679	,364	,155
Affectivité positive	,627	-,098	,491	,335
Affectivité négative	-,084	,799	,494	,211

Méthode d'extraction : Analyse en composantes principales. Méthodes de rotation : Varimax avec normalisation de Kaiser.

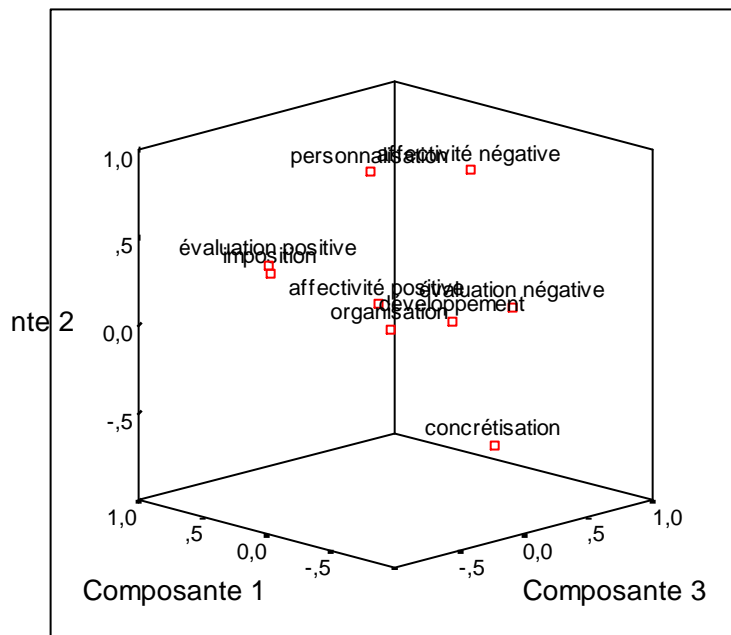
(a) La rotation a convergé en 7 itérations.

L'imposition et l'évaluation positive sont ainsi reliées à la dimension 1 ; la personnalisation et l'affectivité négative, à la dimension 2 ; l'évaluation négative, à la dimension 3 alors que l'organisation et le développement sont reliés à la dimension 4.

Le diagramme des composantes correspond à la représentation graphique de la matrice des composantes (figure 15)

**Figure 15: Diagramme des composantes dans l'espace après rotation chez les élèves nouveaux ayant progressé**

Diagramme de composantes dans l'espace



#### 11.2.2.7. Elèves redoublants ayant régressé

Le tableau de la variance totale expliquée (tableau 76) présente les 4 dimensions qui résument l'information. La première dimension permet d'expliquer 23,539% de la variance du phénomène, c'est-à-dire que les variables qui composent cette première dimension synthétisent 30,050% du phénomène. La seconde dimension explique 21,864% de la variance ; la troisième, 19,098 et la quatrième, 17,441%. Les 4 dimensions expliquent plus de 81% de la variance totale. On conseille en général d'arrêter l'extraction de facteurs lorsque 60% de variance cumulée a été extraite. Cette variance cumulée indique que la réduction des variables à quatre composantes permet de conserver l'essentiel du phénomène mesuré par les 9 variables initiales. Notre représentation du phénomène est de qualité.

**Tableau 76 : Variance totale expliquée chez les élèves redoublants ayant régressé**

Composante	Valeurs propres initiales			Extraction Somme des carrés de facteurs retenus			Somme des carrés des facteurs retenus pour la rotation		
	Total	% de la variance	% cumulés	Total	% de la variance	% cumulés	Total	% de la variance	% cumulés
1	2,705	30,050	30,050	2,705	30,050	30,050	2,118	23,539	23,539
2	2,234	24,818	54,868	2,234	24,818	54,868	1,968	21,864	45,403
3	1,378	15,307	70,175	1,378	15,307	70,175	1,719	19,098	64,501
4	1,059	11,767	81,942	1,059	11,767	81,942	1,570	17,441	81,942
5	,776	8,627	90,569						
6	,562	6,246	96,815						
7	,153	1,703	98,518						
8	,133	1,482	100,000						
9	1,318 E-05	,000	100,000						

Méthode d'extraction : Analyse en composantes principales.

La qualité de la représentation (tableau 77) permet de vérifier si les variables initiales sont bien prises en compte par les variables extraites. Ici, la qualité de la représentation ou communalité de la variable « Organisation » est de 0,887. Ce qui signifie que 88,7% de la variance de la variable est prise en compte par l'une des 4 dimensions extraites. Dans cet exemple, toutes les variables sont bien représentées.

**Tableau 77 : Qualité de représentation chez les élèves redoublants ayant régressé**

	Initial	Extraction
Organisation	1,000	,887
Imposition	1,000	,831
Développement	1,000	,915
Personnalisation	1,000	,600
Evaluation positive	1,000	,941
Evaluation négative	1,000	,849
Concrétisation	1,000	,833
Affectivité positive	1,000	,696
Affectivité négative	1,000	,823

La matrice des composantes (tableau 78) montre les dimensions extraites (4 dimensions) avec les composantes. Chaque colonne correspond à une dimension extraite contenant les coefficients ou composantes qui peuvent s'interpréter comme des coefficients de corrélation.



**Tableau 78 : Matrice des composantes après rotation(a) chez les élèves redoublants ayant régressé**

	Composante			
	1	2	3	4
Organisation	,926	-,023	-,166	-,031
Imposition	,704	,119	,539	-,176
Développement	-,723	,327	-,535	,006
Personnalisation	-,097	,649	,224	-,344
Evaluation positive	,015	,110	,964	,016
Evaluation négative	-,156	-,020	-,270	,867
Concrétisation	-,265	-,855	,091	,152
Affectivité positive	,012	-,155	,229	,787
Affectivité négative	-,372	,810	,049	,159

Méthode d'extraction : Analyse en composantes principales. Méthodes de rotation : Varimax avec normalisation de Kaiser.

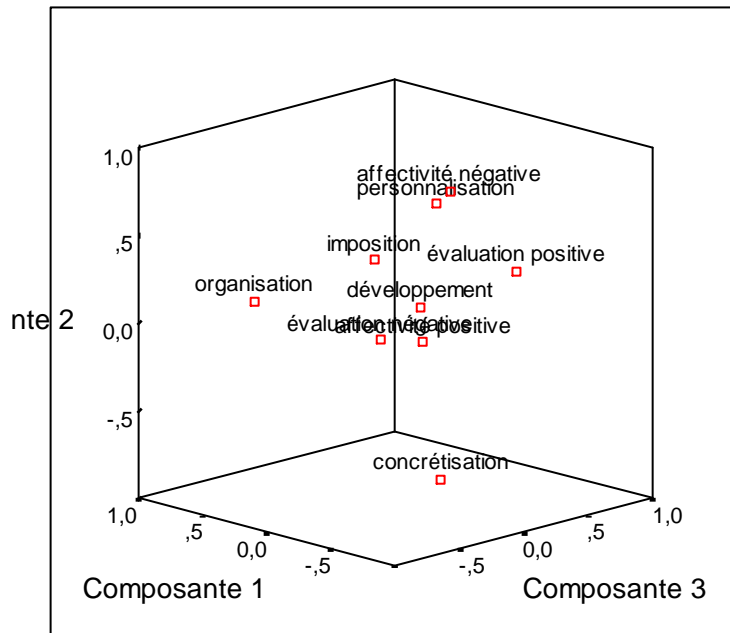
(a) La rotation a convergé en 6 itérations.

L'organisation et le développement sont ainsi reliés à la dimension 1 ; la concrétisation et l'affectivité négative, à la dimension 2 ; l'imposition et l'évaluation positive, à la dimension 3 alors que l'évaluation négative et l'affectivité positive sont reliées à la dimension 4.

Le diagramme des composantes correspond à la représentation graphique de la matrice des composantes (figure 16)

**Figure 16: Diagramme des composantes dans l'espace après rotation chez les élèves redoublants ayant régressé**

Diagramme de composantes dans l'espace



#### 11.2.2.8. Elèves redoublants ayant progressé

Le tableau de la variance totale expliquée (tableau 79) présente les 3 dimensions qui résument l'information. La première dimension permet d'expliquer 31,647% de la variance du phénomène, c'est-à-dire que les variables qui composent cette première dimension synthétisent 32,304% du phénomène. La seconde dimension explique 28,401% de la variance et la troisième, 22,614%. Les 3 dimensions expliquent plus de 82% de la variance totale. On conseille en général d'arrêter l'extraction de facteurs lorsque 60% de variance cumulée a été extraite. Cette variance cumulée indique que la réduction des variables à trois composantes permet de conserver l'essentiel du phénomène mesuré par les 9 variables initiales. Notre représentation du phénomène est de qualité.

**Tableau 79 : Variance totale expliquée chez les élèves redoublants ayant progressé**

Composante	Valeurs propres initiales			Extraction Somme des carrés de facteurs retenus			Somme des carrés des facteurs retenus pour la rotation		
	Total	% de la variance	% cumulés	Total	% de la variance	% cumulés	Total	% de la variance	% cumulés
1	2,907	32,304	32,304	2,907	32,304	32,304	2,848	31,647	31,647
2	2,577	28,638	60,942	2,577	28,638	60,942	2,556	28,401	60,048
3	1,955	21,720	82,662	1,955	21,720	82,662	2,035	22,614	82,662
4	,783	8,694	91,357						
5	,449	4,984	96,341						
6	,218	2,423	98,764						
7	,094	1,043	99,807						
8	,017	,193	100,000						
9	2,256 E-09	2,507E-08	100,000						

Méthode d'extraction : Analyse en composantes principales.

La qualité de la représentation (tableau 80) permet de vérifier si les variables initiales sont bien prises en compte par les variables extraites. Ici, la qualité de la représentation ou communalité de la variable « Organisation » est de 0,862. Ce qui signifie que 86,2% de la variance de la variable est prise en compte par l'une des 3 dimensions extraites. Dans cet exemple, toutes les variables sont bien représentées.

**Tableau 80 : Qualité de représentation chez les élèves redoublants ayant progressé**

	Initial	Extraction
Organisation	1,000	,862
Imposition	1,000	,941
Développement	1,000	,879
Personnalisation	1,000	,897
Evaluation positive	1,000	,691
Evaluation négative	1,000	,756
Concrétisation	1,000	,797
Affectivité positive	1,000	,840
Affectivité négative	1,000	,776

La matrice des composantes (tableau 81) montre les dimensions extraites (3 dimensions) avec les composantes. Chaque colonne correspond à une dimension extraite contenant les coefficients ou composantes qui peuvent s'interpréter comme des coefficients de corrélation.

**Tableau 81 : Matrice des composantes après rotation(a) chez les élèves redoublants ayant progressé**

	Composante		
	1	2	3
Organisation	,812	-,351	-,281
Imposition	,937	,227	,103
Développement	-,899	,127	-,235
Personnalisation	-,158	,807	-,469
Evaluation positive	,228	,760	,248
Evaluation négative	,124	-,218	,833
Concrétisation	-,544	-,602	,373
Affectivité positive	-,078	,253	,878
Affectivité négative	-,328	,813	,078

Méthode d'extraction : Analyse en composantes principales. Méthodes de rotation : Varimax avec normalisation de Kaiser.

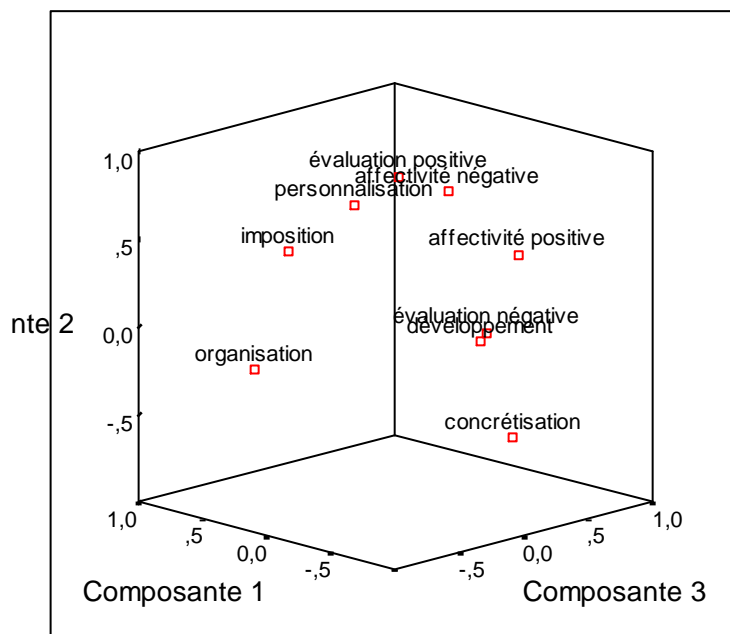
(a) La rotation a convergé en 4 itérations.

L'imposition et le développement sont ainsi reliés à la dimension 1 ; la personnalisation et l'affectivité négative, à la dimension 2 alors que l'évaluation négative et l'affectivité positive sont reliées à la dimension 3.

Le diagramme des composantes correspond à la représentation graphique de la matrice des composantes (figure 17)

**Figure 17: Diagramme des composantes dans l'espace après rotation chez les élèves redoublants ayant progressé**

Diagramme de composantes dans l'espace



## Synthèse du chapitre 11

En français, les coefficients de régression associés aux prédicteurs sont significatifs, excepté chez les élèves faibles ayant régressé et chez les élèves redoublants ayant régressé.

En calcul, les coefficients de régression associés aux prédicteurs ne sont pas significatifs, excepté chez les élèves faibles ayant régressé, chez les élèves forts ayant progressé et chez les élèves nouveaux ayant régressé.

En ce qui concerne l'analyse factorielle en français, le nombre de dimensions extraites est de 3 chez les élèves faibles ayant régressé, les élèves forts ayant régressé, les élèves nouveaux ayant régressé, les élèves redoublants ayant régressé et chez les élèves redoublants ayant progressé alors que ce nombre est de 4 chez les élèves faibles ayant progressé, les élèves forts ayant progressé et chez les élèves nouveaux ayant progressé.

En calcul, le nombre de dimensions extraites est de 3 chez les élèves faibles ayant régressé, les élèves forts ayant progressé, les élèves nouveaux ayant régressé et chez les élèves redoublants ayant progressé alors que ce nombre est de 4 chez les élèves faibles ayant progressé, les élèves forts ayant régressé, les élèves nouveaux ayant progressé et chez les élèves redoublants ayant régressé.

Le douzième chapitre cherche à confirmer ou à infirmer la relation entre le diplôme des enseignants et les résultats des élèves en français et en calcul.

## Chapitre 12 : Le diplôme de l'enseignant et les résultats des élèves

### 12.1. L'enseignant de français

#### 12.1.1. Les élèves faibles ayant régressé

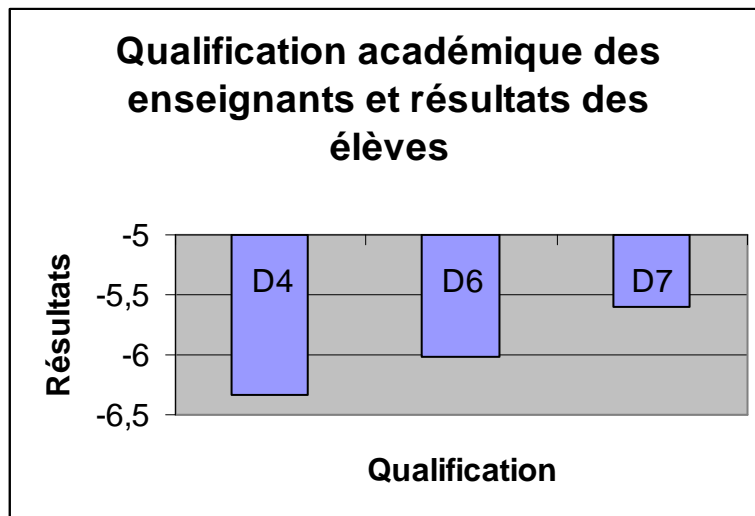
Le tableau 82 montre les pertes obtenues (sur 80) en français par 85 élèves ayant des enseignants dont la qualification académique est, soit D4, soit D6, soit D7. Existe-t-il des différences de pertes de performances chez les élèves selon la qualification académique de l'enseignant ?

**Tableau 82: Quelques indices statistiques en français selon la qualification académique des enseignants**

Qualification académique des enseignants	Nombre d'élèves	Moyenne	Médiane	Variance	Ecart type
D4	15	-6,333	-6,5	16,4524	4,0562
D6	46	-6,011	-5,25	16,8054	4,0994
D7	24	-5,604	-4	19,4126	4,4060

Nous constatons que, pour les 3 niveaux de qualification des enseignants de français, la perte moyenne la plus élevée des élèves est pour le niveau D4, et la moins élevée pour le niveau D7. Se situe en intermédiaire, le niveau D6. Nous pouvons représenter graphiquement les pertes moyennes obtenues selon la qualification académique des enseignants de français.

**Figure 18: Représentation graphique des pertes moyennes en français selon la qualification académique des enseignants**



Cet aperçu descriptif (figure 18) indique que le diplôme D7 serait a priori plus efficace que les autres niveaux de qualification, mais nous aimerions connaître avec plus de précisions l'ampleur des différences.

La qualification académique des enseignants rend compte de 0,35% de la dispersion des résultats des élèves, ce qui peut être considéré comme négligeable ( $0\% < \eta^2 < 4\%$ ).

**Question problème de recherche n°12.1.1** : Existe-t-il une relation entre le diplôme de l'enseignant de français et résultats des élèves faibles ayant régressé?

**Hypothèse nulle n°12.1.1** : Il n'existe pas de relation entre le diplôme de l'enseignant de français et les résultats des élèves faibles ayant régressé.

La mise en œuvre du test F de Fisher-Snedecor donne les résultats :  $F(2,82) = 0,15$  et la signification (bilatérale) =  $0,861 > 0,05$ . Nous acceptons l'hypothèse nulle selon laquelle il n'existe pas de différence de pertes de performances chez les élèves faibles selon le diplôme de leurs enseignants de français.

Nos résultats ne sont pas significatifs. Il n'existe pas de relation entre le diplôme des enseignants de français et les résultats des élèves faibles ayant régressé.

Les coefficients de régression associés aux prédicteurs ne sont pas significatifs (tableau 3, p. 127).

L'analyse factorielle nous montre que l'imposition et la concrétisation sont reliées à la dimension 1 ; l'évaluation négative et l'affectivité positive, à la dimension 2 alors que le développement et l'évaluation positive sont reliés à la dimension 3 (tableau 36, p. 146).

Les deux premiers tests sont cohérents (le test F de Fisher-Snedecor et la régression multiple), toujours non significatifs, ce qui nous permet de dire que l'absence de relation entre le diplôme des enseignants de français et les résultats des élèves faibles ayant régressé pourrait être due au lien non significatif entre la diminution des résultats des élèves faibles d'une part et la combinaison des fonctions d'enseignement.

### 12.1.2. Les élèves faibles ayant progressé

Le tableau 83 montre les gains obtenus (sur 94) en français par 239 élèves faibles ayant des enseignants dont la qualification académique est, soit D4, soit D6, soit D7. Existe-t-il des différences de gains de performances chez les élèves faibles selon la qualification académique de l'enseignant ?

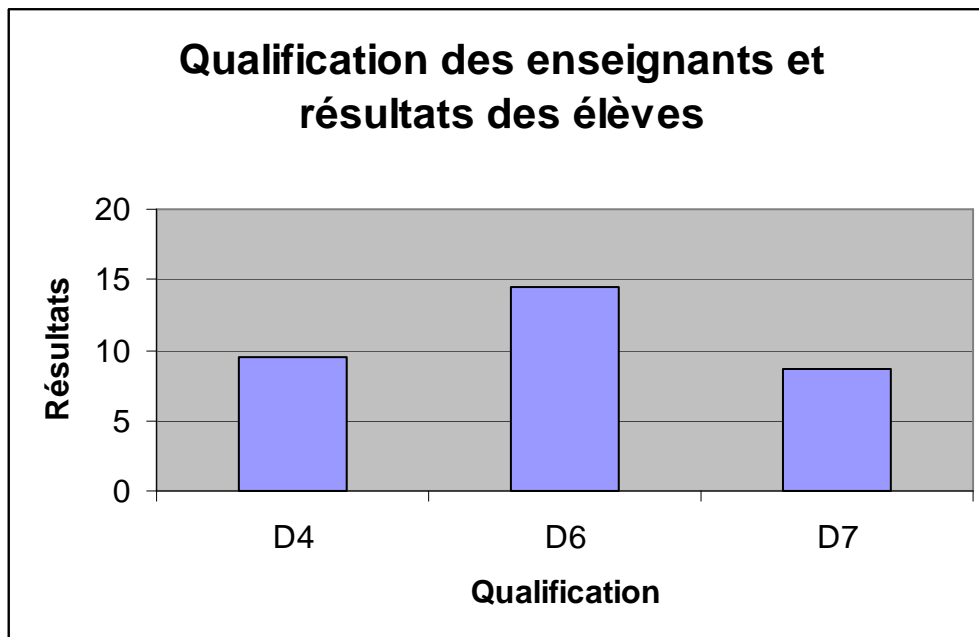
**Tableau 83: Quelques indices statistiques en français selon la qualification académique des enseignants**

Qualification académique des enseignants	Nombre d'élèves	Moyenne	Médiane	Variance	Ecart type
D4	35	9,529	8,5	35,9992	5,9999
D6	174	14,457	14	86,9996	9,3274
D7	30	8,6	7,25	33,3	5,7706

Nous constatons que, pour les trois niveaux de qualification des enseignants, le gain moyen des performances le plus élevé des élèves faibles est pour le niveau D6 et le moins élevé pour le niveau D7. Se situe en intermédiaire, le niveau D4. Nous pouvons représenter graphiquement les gains moyens obtenus selon la qualification académique des enseignants de français.



**Figure 19: Représentation graphique des gains moyens en français selon la qualification académique des enseignants**



Cet aperçu descriptif (figure 19) indique que le diplôme D6 serait a priori plus efficace mais nous aimerions connaître avec plus de précisions l'ampleur des différences.

La qualification académique des enseignants rend compte de 7,31% de la dispersion des gains en français des élèves faibles, ce qui peut être considéré comme intermédiaire ( $4\% < \eta^2$  inférieur à 16%).

**Question problème de recherche n°12.1.2 :** Existe-t-il une relation entre le diplôme de l'enseignant de français et les résultats des élèves faibles ayant progressé ?

**Hypothèse nulle n°12.1.2 :** Il n'existe pas de relation entre le diplôme de l'enseignant de français et les résultats des élèves faibles ayant progressé.

La mise en œuvre du test F de Fisher-Snedecor donne les résultats suivants :  $F(2,236) = 9,39$  et la signification (bilatérale) =  $0 < 0,05$ . Le test est significatif. Nous rejetons l'hypothèse nulle et acceptons l'hypothèse alternative selon laquelle il existe des différences des résultats des élèves faibles ayant progressé selon le diplôme de l'enseignant de français. Entre quels diplômes ? La méthode des comparaisons multiples de Bonferroni, au seuil de 5%, montre que les différences des gains

moyens des élèves faibles significatifs (tableau 84) se trouvent entre les qualifications académiques des enseignants de français suivantes : entre D4 et D6, entre D6 et D7.

**Tableau 84: Différence de gains moyens en français selon la qualification académique des enseignants**

Qualification académique des enseignants (I)	Qualification académique des enseignants (J)	Différence de moyennes (I – J)	Signification
D4	D6	-4,928(*)	0,006
	D7	0,929	1
D6	D7	5,857(*)	0,002

(\*)La différence de moyennes est significative au niveau 0,05.

Nos résultats sont significatifs. Il existe une relation entre le diplôme de l'enseignant de français et les résultats des élèves faibles qui ont progressé.

Les coefficients de régression associés à la personnalisation, à la concrétisation et à l'affectivité positive sont significatifs (tableau 5, p. 128).

L'analyse factorielle montre que le développement et l'évaluation positive sont reliés à la dimension 1 ; l'organisation et l'évaluation négative, à la dimension 2 ; l'imposition et la concrétisation, à la dimension 3 alors que l'affectivité positive et l'affectivité négative sont reliées à la dimension 4 (tableau 39, p. 149).

Dans notre recherche, les enseignants efficaces (D6) auprès des élèves faibles qui ont progressé utilisent plus les fonctions de personnalisation et de concrétisation et moins d'affectivité positive.

### 12.1.3. Les élèves forts ayant régressé

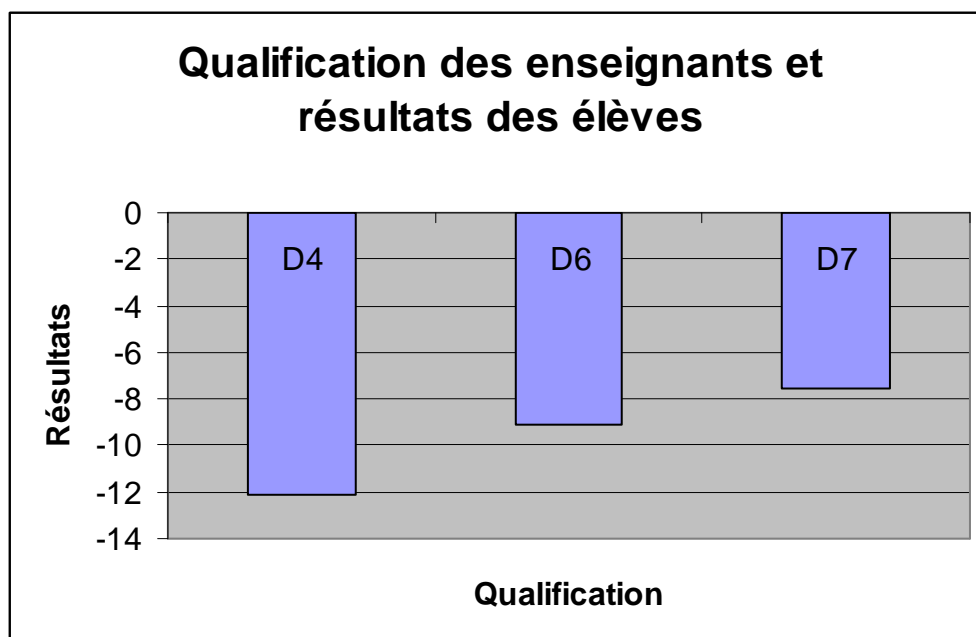
Le tableau 85 montre les pertes (sur 80) obtenues en français, par 146 élèves forts ayant des enseignants dont la qualification académique est, soit D4, soit D6, soit D7. Existe-t-il des différences des pertes des performances chez les élèves faibles selon la qualification académique de l'enseignant ?

**Tableau 85: Quelques indices statistiques en français selon la qualification académique des enseignants**

Qualification académique des enseignants	Nombre d'élèves	Moyenne	Médiane	Variance	Ecart type
D4	27	-12,13	-10	48,3575	6,954
D6	84	-9,12	-7	56,8867	7,5423
D7	35	-7,571	-6,5	26,5315	5,1509

Nous constatons que, pour les trois niveaux de qualification des enseignants de français, la perte moyenne la plus élevée des élèves forts est pour le niveau D4, et la moins élevée pour le niveau D7. Se situe en intermédiaire, le niveau D6. Nous pouvons représenter graphiquement les pertes moyennes obtenues selon la qualification académique des enseignants de français.

**Figure 20: Représentation graphique des gains moyens en français selon la qualification académique des enseignants**



Cet aperçu descriptif (figure 20) indique que le diplôme D7 serait à priori plus efficace que les autres niveaux de qualification, mais nous aimerions connaître avec plus de précisions l'ampleur des différences.

La qualification académique des enseignants rend compte de 6,71% de la dispersion des pertes des résultats scolaires en français des élèves forts, ce qui peut être considéré comme intermédiaire ( $4\% < \eta^2$  inférieur à 16%).

**Question problème de recherche n°12.1.3** : Existe-t-il une relation entre le diplôme de l'enseignant de français et les résultats des élèves forts ayant régressé ?

**Hypothèse nulle n°12.1.3** : Il n'existe pas de relation entre le diplôme de l'enseignant de français et les résultats des élèves forts ayant régressé.

La mise en œuvre du test F de Fisher-Snedecor donne les résultats suivants :  $F(2,143) = 3,361$  et la signification (bilatérale) =  $0,037 < 0,05$ . Le test est significatif. Nous rejetons l'hypothèse nulle et nous acceptons l'hypothèse alternative selon laquelle il existe des différences de pertes de performances chez les élèves forts selon le diplôme de leurs enseignants de français. Entre quels diplômes ?

La méthode des comparaisons multiples de Bonferroni, au seuil de 5%, montre que les différences des pertes moyennes significatives (tableau 86) se trouvent entre D4 et D7.

**Tableau 86: Différence de gains moyens en français selon la qualification académique des enseignants**

Qualification académique des enseignants (I)	Qualification académique des enseignants (J)	Différence de moyennes (I – J)	Signification
D4	D6	-3,009	0,155
	D7	-4,558(*)	0,034
D6	D7	-1,549	0,807

(\*)La différence de moyennes est significative au niveau 0,05.

Nos résultats sont significatifs. Il existe une relation entre le diplôme des enseignants de français et les résultats des élèves forts ayant régressé.

Les coefficients de régression associés à l'organisation, à l'imposition et à l'évaluation négative sont significatifs (tableau 7, p. 129).

L'analyse factorielle montre que l'organisation et l'évaluation négative sont reliées à la dimension 1 ; l'imposition et la concrétisation, à la dimension 2 alors que le développement et l'évaluation positive sont reliés à la dimension 3 (tableau 42, p.152).

Nous avons pu constater que, dans notre recherche, les élèves forts dont les enseignants de français ont le niveau D7 obtiennent des pertes moins élevées que ceux dont les enseignants ont le niveau D4. Ceci pourrait s'expliquer par le fait que les enseignants efficaces du niveau D7 utiliseraient plus les fonctions d'organisation et d'imposition et moins d'évaluation négative que leurs collègues non efficaces du niveau D4.

#### **12.1.4. Les élèves forts ayant progressé**

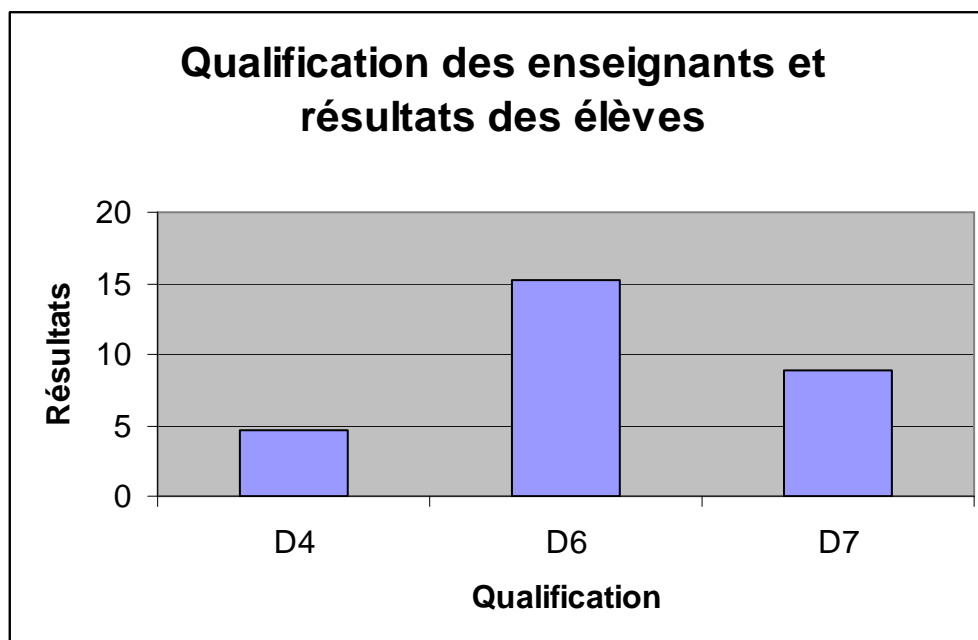
Le tableau 87 montre les gains obtenus (sur 80) en français, par 183 élèves forts ayant des enseignants dont la qualification académique est, soit D4, soit D6, soit D7. Existe-t-il des différences de gains chez les élèves forts selon la qualification académique de l'enseignant ?

**Tableau 87: Quelques indices statistiques en français selon la qualification académique des enseignants**

Qualification académique des enseignants	Nombre d'élèves	Moyenne	Médiane	Variance	Ecart type
D4	23	4,717	2	19,9506	4,4666
D6	146	15,216	13,25	103,41	10,1691
D7	14	8,893	8,5	27,0453	5,2005

Nous constatons que, pour les trois niveaux de qualification, le gain moyen le plus élevé est pour le niveau D6, et le moins élevé pour D4. Se situe en intermédiaire, le niveau D7. Nous pouvons représenter graphiquement les gains moyens obtenus selon la qualification académique des enseignants de français.

**Figure 21: Représentation graphique des gains moyens en français selon la qualification académique des enseignants**



Cet aperçu descriptif (figure 21) indique que le niveau D6 serait a priori plus efficace que les autres niveaux de qualification, mais nous aimerions connaître avec plus de précisions l'ampleur des différences.

La qualification académique des enseignants rend compte de 13,56% de la dispersion des gains en français des élèves forts, ce qui peut être considéré comme intermédiaire ( $4\% < \eta^2$  inférieur à 16%).

**Question problème de recherche n°12.1.4** : Existe-t-il une relation entre le diplôme de l'enseignant de français et les résultats des élèves forts ayant progressé ?

**Hypothèse nulle n°12.1.4** : Il n'existe pas de relation entre le diplôme de l'enseignant de français et les résultats des élèves forts ayant progressé.

La mise en œuvre du test F de Fisher-Snedecor donne les résultats suivants :  $F(2,180) = 14,252$  et la signification (bilatérale) =  $0\% < 5\%$ . Le test est significatif. Nous rejetons l'hypothèse nulle et acceptons l'hypothèse alternative selon laquelle il existe des différences de gains chez les élèves forts selon la qualification académique de leurs enseignants. Entre quelles qualifications académiques ?

La méthode des comparaisons multiples de Bonferroni, au seuil de 5%, montre que les différences de gains moyens significatifs (tableau 88) se trouvent entre les qualifications académiques des enseignants de français suivantes : entre D4 et D6.

**Tableau 88: Différence de gains moyens en français selon la qualification académique des enseignants**

Qualification académique des enseignants (I)	Qualification académique des enseignants (J)	Différence de moyennes (I – J)	Signification
D4	D6	-10,498(*)	0
	D7	-4,175	0,570
D6	D7	6,323	0,05

(\*)La différence de moyennes est significative au niveau 0,05.

Les résultats sont significatifs. Il existe une relation entre le diplôme des enseignants de français et les résultats des élèves forts ayant progressé.

Les coefficients de régression associés à l'organisation, à la personnalisation, à l'évaluation négative, à l'affectivité positive et à l'affectivité négative sont significatifs (tableau 9, p. 130).

L'analyse factorielle montre que le développement et l'évaluation positive sont reliés à la dimension 1 ; l'organisation et l'évaluation négative, à la dimension 2 ; l'imposition et la concrétisation, à la dimension 3 alors que la personnalisation et l'affectivité positive sont reliées à la dimension 4 (tableau 45, p. 155).

Ceci nous permet de penser que les enseignants efficaces du niveau D6 utiliseraient plus les fonctions d'organisation et de personnalisation ; et moins des fonctions d'évaluation négative, d'affectivité positive et d'affectivité négative ; ce qui influencerait positivement les résultats en français des élèves forts ayant progressé.

### 12.1.5. Les élèves nouveaux ayant régressé

Le tableau 89 montre les pertes obtenues (sur 80) en français, par 158 élèves nouveaux ayant des enseignants dont la qualification académique est, soit D4, soit D6, soit D7. Existe-t-il des différences de pertes chez les élèves nouveaux selon la qualification académique de l'enseignant ?

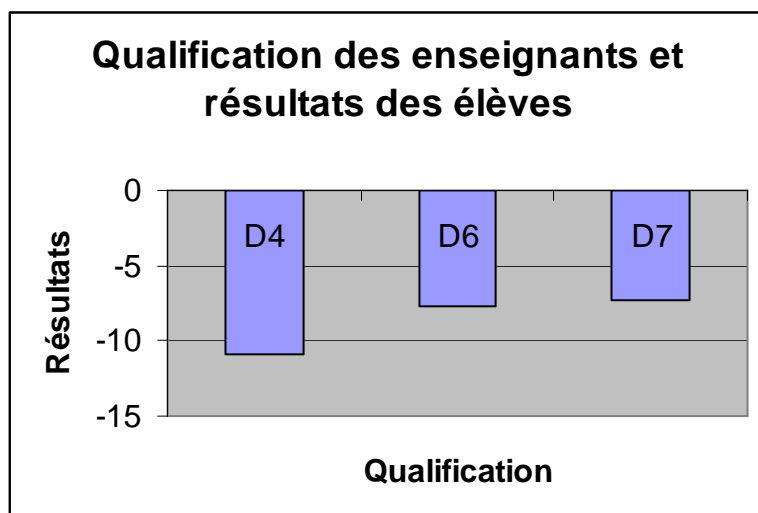
**Tableau 89: Quelques indices statistiques en français selon la qualification académique des enseignants**

Qualification académique des enseignants	Nombre d'élèves	Moyenne	Médiane	Variance	Ecart type
D4	26	-10,865	-9,25	51,3112	7,1632
D6	87	-7,702	-5,6	40,4977	6,3638
D7	45	-7,244	-6,5	23,5412	4,8519

Nous constatons que, pour les 3 niveaux de qualification des enseignants de français, la perte moyenne la plus élevée est pour le niveau D4, et la moins élevée pour le niveau D7. Se situe en intermédiaire le niveau D6.

Nous pouvons représenter graphiquement les pertes moyennes obtenues selon la qualification académique des enseignants de français.

**Figure 22: Représentation graphique des gains moyens en français selon la qualification académique des enseignants**





Cet aperçu descriptif (figure 22) indique que le niveau D7 serait a priori plus efficace que les autres niveaux de qualification, mais nous aimerions connaître avec plus de précision l'ampleur des différences.

La qualification académique des enseignants rend compte de 3,98% de la dispersion des pertes en français des élèves nouveaux, ce qui peut être considéré comme négligeable ( $0\% < \eta^2$  inférieur à 4%).

**Question problème de recherche n°12.1.5** : Existe-t-il une relation entre le diplôme de l'enseignant de français et les résultats des élèves nouveaux ayant régressé ?

**Hypothèse nulle n°12.1.5** : Il n'existe pas de relation entre le diplôme de l'enseignant de français et les résultats des élèves nouveaux ayant régressé.

La mise en œuvre du test F de Fisher-Snedecor donne les résultats suivants :  $F(2,155) = 3,28$  et la signification (bilatérale) =  $0,04 < 0,05$ . Le test est significatif. Nous rejetons l'hypothèse nulle et acceptons l'hypothèse alternative selon laquelle il existe des différences de pertes de performances chez les élèves nouveaux selon la qualification académique de leurs enseignants. Entre quelles qualifications académiques ?

La méthode des comparaisons multiples de Bonferroni (tableau 90), au seuil de 5%, montre qu'il n'existe pas de différences significatives entre les pertes moyennes des élèves nouveaux selon la qualification académique des enseignants de français.

**Tableau 90: Différence de gains moyens en français selon la qualification académique des enseignants**

Qualification académique des enseignants (I)	Qualification académique des enseignants (J)	Différence de moyennes (I – J)	Signification
D4	D6	-3,163	0,066
	D7	-3,621	0,53
D6	D7	-0,458	1

Les résultats de ces deux tests ne sont pas cohérents (le premier est significatif, alors que le second est non significatif). Ils ne permettent donc pas de conclure à l'existence d'une différence parente, entre les diplômes des enseignants de français, deux à deux, du point de vue des pertes moyennes des résultats. Nous

acceptons l'hypothèse nulle selon laquelle il n'existe pas de différence de pertes de performances chez les élèves nouveaux selon le diplôme de leurs enseignants de français.

Nos résultats ne sont pas significatifs. Il n'existe pas de relation entre le diplôme des enseignants de français et les résultats des élèves nouveaux ayant régressé.

Les coefficients de régression associés à l'organisation et à l'évaluation négative sont significatifs (tableau 11, p. 131).

L'analyse factorielle montre que l'organisation et l'évaluation négative sont reliées à la dimension 1 ; le développement et l'évaluation positive, à la dimension 2 alors que l'imposition et la concrétisation sont reliées à la dimension 3 (tableau 48, p. 158).

Dans notre étude, l'absence de relation entre le diplôme des enseignants de français et les résultats des élèves nouveaux ayant régressé peut être expliquée par la neutralisation de l'effet positif de l'organisation par l'effet négatif de l'évaluation négative.

#### **12.1.6. Les élèves nouveaux ayant progressé**

Le tableau 91 montre les gains obtenus (sur 80) en français, par 260 élèves nouveaux ayant des enseignants dont la qualification académique est, soit D4, soit D6, soit D7. Existe-t-il des différences de gains de performances chez les élèves nouveaux selon la qualification académique de l'enseignant ?

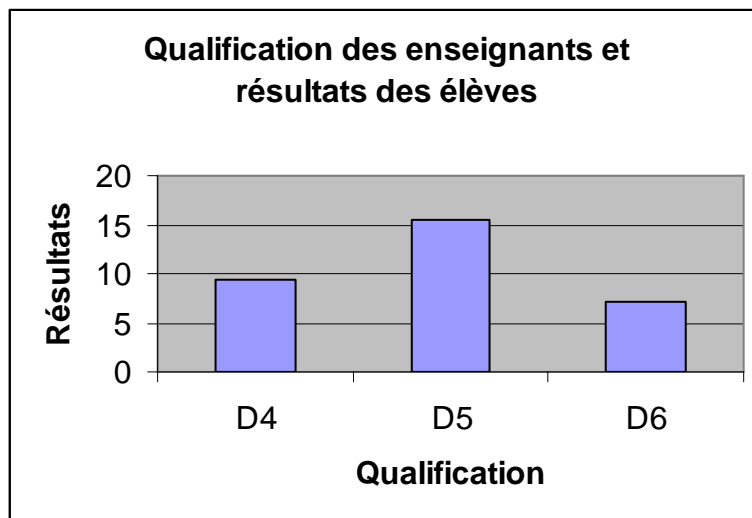
**Tableau 91: Quelques indices statistiques en français selon la qualification académique des enseignants**

Qualification académique des enseignants	Nombre d'élèves	Moyenne	Médiane	Variance	Ecart type
D4	33	9,303	9,5	33,2803	5,7689
D6	199	15,53	15	98,4713	9,9233
D7	28	7,054	5,25	25,9137	5,0905

Nous constatons que, pour les 3 niveaux de qualification des enseignants de français, le gain moyen de performance le plus élevé des élèves nouveaux est pour le diplôme D6, et le moins élevé pour le niveau D7. Se situe en intermédiaire le niveau D4.

Nous pouvons représenter graphiquement les gains moyens obtenus selon la qualification académique des enseignants de français.

**Figure 23: Représentation graphique des gains moyens en français selon la qualification académique des enseignants**



Cet aperçu descriptif (figure 23) indique que le niveau D6 serait à priori plus efficace que les autres niveaux de qualification, mais nous aimerions connaître avec plus de précisions l'ampleur des différences. La qualification académique des enseignants rend compte de 10,35% de la dispersion des gains en français des élèves nouveaux, ce qui peut être considéré comme intermédiaire ( $4\% < \eta^2$  inférieur à 16%).

**Question problème de recherche n°12.1.6 :** Existe-t-il une relation entre le diplôme de l'enseignant de français et les résultats des élèves nouveaux qui ont progressé ?

**Hypothèse nulle n°12.1.6 :** Il n'existe pas de relation entre le diplôme de l'enseignant de français et les résultats des élèves nouveaux ayant progressé.

La mise en œuvre du test F de Fisher-Snedecor donne les résultats suivants :  $F(2,257) = 15,334$  et la signification (bilatérale) =  $0 < 0,05$ . Le test est significatif.

Nous rejetons l'hypothèse nulle et acceptons l'hypothèse alternative selon laquelle il existe des différences de gains de performances chez les élèves nouveaux selon la qualification académique de leurs enseignants de français. Entre quelles qualifications académiques ?

La méthode des comparaisons multiples de Bonferroni, au seuil de 5%, montre que les différences de gains moyens significatifs (tableau 92) se trouvent entre les qualifications académiques des enseignants de français suivantes : D4 et D6, entre D6 et D7.

**Tableau 92: Différence de gains moyens en français selon la qualification académique des enseignants**

Qualification académique des enseignants (I)	Qualification académique des enseignants (J)	Différence de moyennes (I – J)	Signification
D4	D6	-6,227(*)	0,001
	D7	2,249	1
D6	D7	8,477(*)	0

(\*)La différence de moyennes est significative au niveau 0,05.

Nos résultats sont significatifs. Il existe une relation entre le diplôme de l'enseignant de français et les résultats des élèves nouveaux ayant progressé.

Les coefficients de régression associés à l'imposition, au développement, à la personnalisation, à l'affectivité positive et à l'affectivité négative sont significatifs (tableau 13, p. 132).

L'analyse factorielle montre que le développement et l'évaluation positive sont reliés à la dimension 1 ; l'organisation et l'évaluation négative, à la dimension 2 ; l'imposition et la concrétisation, à la dimension 3 alors que l'affectivité positive et l'affectivité négative sont reliées à la dimension 4 (tableau 39, p. 160).

Dans notre étude, c'est l'utilisation par les enseignants efficaces, des niveaux D4 et D6, de plus de fonctions de personnalisation et moins de fonctions d'imposition, de développement, d'affectivité positive et d'affectivité négative qui fait plus progresser les élèves nouveaux en français.

### 12.1.7. Les élèves redoublants ayant régressé

Le tableau 93 montre les pertes des résultats obtenues (sur 80) en français, par 72 élèves redoublants ayant des enseignants dont la qualification académique est, soit D4, soit D6, soit D7. Existe-t-il des différences de pertes de performances chez les élèves redoublants ?

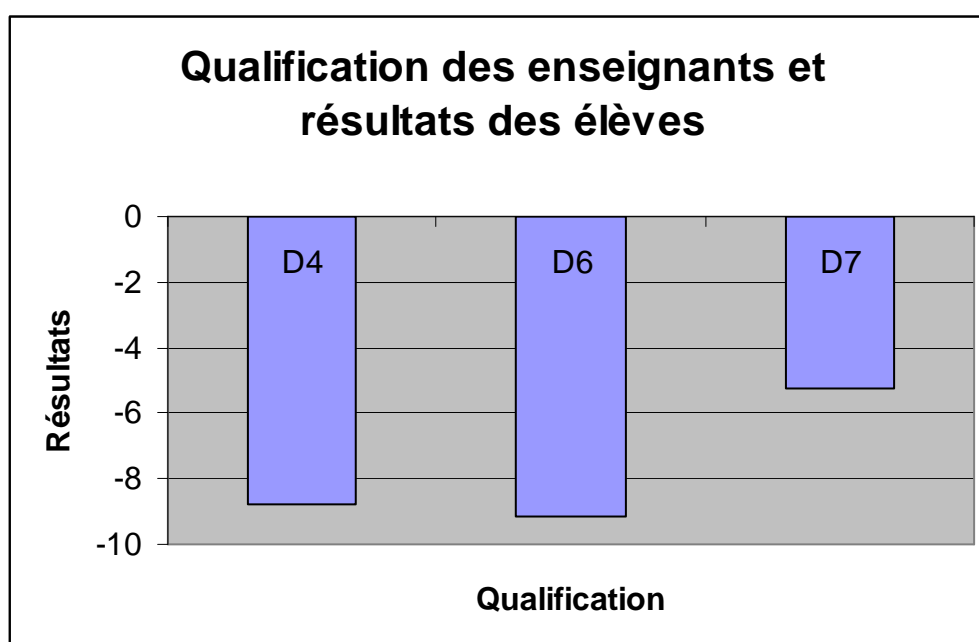
**Tableau 93: Quelques indices statistiques en français selon la qualification académique des enseignants**

Qualification académique des enseignants	Nombre d'élèves	Moyenne	Médiane	Variance	Ecart type
D4	16	-8,75	-7,5	32,3	5,6833
D6	42	-9,143	-7	44,8693	6,6985
D7	14	-5,25	-4	25,0288	5,0029

Nous constatons que, pour les trois niveaux de qualification des enseignants de français, la perte de performance moyenne la plus élevée des élèves redoublants est pour le niveau D6, et la moins élevée pour le niveau D7. Se situe en intermédiaire le niveau D4.

Nous pouvons représenter graphiquement les pertes moyennes obtenues selon la qualification académique des enseignants de français.

**Figure 24: Représentation graphique des gains moyens en français selon la qualification académique des enseignants**



Cet aperçu descriptif (figure 24) indique que le niveau D7 serait a priori plus efficace que les autres niveaux de qualification, mais nous aimerions connaître avec plus de précisions l'ampleur des différences.

La qualification académique des enseignants rend compte de 5,6% de la dispersion des pertes des résultats scolaires des élèves redoublants, ce qui peut être considéré comme intermédiaire ( $4\% < \eta^2$  inférieur à 16%).

**Question problème de recherche n°12.1.7** : Existe-t-il une relation entre le diplôme des enseignants de français et les résultats des élèves redoublants ayant régressé ?

**Hypothèse nulle n°12.1.7** : Il n'existe pas de relation entre le diplôme des enseignants de français et les résultats des élèves redoublants ayant régressé.

La mise en œuvre du test F de Fisher-Snedecor donne les résultats suivants :  $F(2,69) = 2,127$  et la signification (bilatérale) =  $0,127 > 0,05$ . Le test n'est pas significatif. Nous acceptons l'hypothèse nulle selon laquelle il n'existe pas de différence de pertes de performances chez les élèves redoublants selon la qualification académique de leurs enseignants de français.

Nos résultats ne sont pas significatifs. Il n'existe pas de relation entre la qualification académique des enseignants de français et les résultats des élèves redoublants ayant régressé.

Tous les coefficients de régression associés aux prédicteurs ne sont pas significatifs (tableau 15, p. 134).

L'analyse factorielle montre que l'imposition et la concrétisation sont reliées à la dimension 1 ; l'évaluation négative et l'affectivité positive, à la dimension 2 alors que le développement et l'évaluation positive sont reliés à la dimension 3 (tableau 54, p. 163).

Les deux premiers tests (le test F de Fisher-Snedecor et la régression multiples) sont cohérents, toujours non significatifs, ce qui nous permet de dire que l'absence de relation entre la qualification académique de français et les résultats des élèves redoublants ayant régressé peut être expliquée par le lien non significatif

entre la diminution des résultats en français des élèves redoublants, d'une part, et la combinaison des fonctions d'enseignement, d'autre part.

### 12.1.8. Les élèves redoublants ayant progressé

Le tableau 94 montre les gains obtenus (sur 80) en français, par 163 élèves redoublants ayant des enseignants dont la qualification académique est, soit D4, soit D6, soit D7.

Existe-t-il des différences de gains de performances chez les élèves redoublants selon la qualification académique de l'enseignant ?

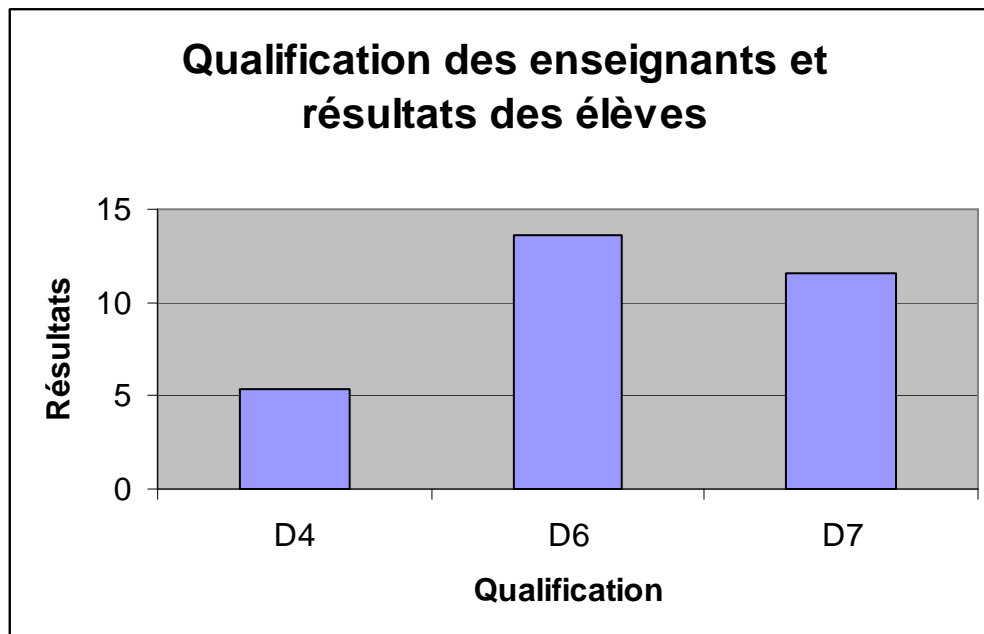
**Tableau 94: Quelques indices statistiques en français selon la qualification académique des enseignants**

Qualification académique des enseignants	Nombre d'élèves	Moyenne	Médiane	Variance	Ecart type
D4	25	5,4	3,5	29,2708	5,4103
D6	122	13,59	12	85,2893	9,2352
D7	16	11,563	13,75	27,4292	5,2373

Nous constatons que, pour les trois niveaux de qualification des enseignants de français, le gain moyen le plus élevé des élèves redoublants est pour le niveau D6, et le moins élevé pour le niveau D4. Se situe en intermédiaire le niveau D7.

Nous pouvons représenter graphiquement les gains moyens obtenus selon la qualification académique des enseignants.

**Figure 25: Représentation graphique des gains moyens en français selon la qualification académique des enseignants**



Cet aperçu descriptif (figure 25) indique que le niveau D6 serait a priori plus efficace que les autres niveaux de qualification mais nous aimerions connaître avec plus de précisions l'ampleur des différences.

La qualification académique des enseignants rend compte de 10,77% de la dispersion des gains scolaires en français des élèves redoublants, ce qui peut être considéré comme intermédiaire ( $4\% < \eta^2$  inférieur à 16%).

**Question problème de recherche n°12.1.8** : Existe-t-il une relation entre le diplôme de l'enseignant de français et les résultats des élèves redoublants ayant progressé ?

**Hypothèse nulle n°12.1.8** : Il n'existe pas de relation entre le diplôme de l'enseignant de français et les résultats des élèves redoublants ayant progressé.

La mise en œuvre du test F de Fisher-Snedecor donne les résultats suivants :  $F(2,160) = 9,778$  et la signification (bilatérale) =  $0 < 0,05$ . Le test est significatif. Nous rejetons l'hypothèse nulle et acceptons l'hypothèse alternative selon laquelle il existe des différences de gains de performances chez les élèves redoublants selon la qualification académique de leurs enseignants de français. Entre quelles qualifications académiques ? La méthode des comparaisons multiples de Bonferroni, au seuil de 5%, montre que les différences de gains moyens significatives (tableau



95) se trouvent entre les qualifications académiques des enseignants de français suivantes : entre D4 et D6.

**Tableau 95: Différence de gains moyens en français selon la qualification académique des enseignants**

Qualification académique des enseignants (I)	Qualification académique des enseignants (J)	Différence de moyennes (I – J)	Signification
D4	D6	-8,19(*)	0
	D7	-6,163	0,072
D6	D7	2,028	1

(\*)La différence de moyennes est significative au niveau 0,05.

Nos résultats sont significatifs. Il existe une relation entre le diplôme des enseignants de français et les résultats des élèves redoublants ayant progressé.

Les coefficients de régression associés à l'organisation, à la personnalisation, à l'évaluation négative et à l'affectivité positive sont significatifs (tableau 17, p. 135).

L'analyse factorielle montre que le développement et l'évaluation positive sont reliés à la dimension 1 ; l'imposition et la personnalisation, à la dimension 2 alors que l'organisation et l'évaluation négative sont reliées à la dimension 3 (tableau 57, p. 165).

Dans notre étude, les élèves redoublants des enseignants efficaces du niveau D6 progressent plus en français que ceux des enseignants non efficaces du niveau D4 parce que, les enseignants D6, dans notre échantillon, utilisent plus les fonctions d'organisation et de personnalisation, et moins de fonctions d'évaluation négative et d'affectivité positive.

En résumé, il n'existe pas de relation entre le diplôme des enseignants de français et les résultats des élèves faibles, nouveaux et redoublants ayant régressé. Par contre, il existe une relation entre le diplôme des enseignants de français et les résultats des élèves faibles ayant progressé, les élèves forts ayant régressé, les élèves forts ayant progressé, les élèves nouveaux ayant progressé et les élèves redoublants ayant progressé.

## 12.2. Les enseignants de calcul

### 12.2.1. Les élèves faibles ayant régressé

Nous comparons les pertes des résultats en calcul (sur 70) des élèves faibles selon le diplôme des enseignants (tableau 96). Nous nous intéressons à 2 groupes contrastés : 13 élèves faibles des enseignants D4 et 86 élèves faibles des enseignants D6. Nous nous demandons dans quelle mesure le diplôme des enseignants permet de prédire les pertes des résultats des élèves faibles.

**Tableau 96: Indices de dispersion en calcul selon le diplôme des enseignants**

Diplôme de l'enseignant	Nombre d'élèves	Minimum	Maximum	Etendue	Ecart type	Q1	Q2	Q3
D4	13	-10	-10	0	0	-10	-10	-10
D6	86	-15	-5	10	2,5006	-10	-10	-5

Pour les 13 élèves faibles des enseignants D4, les pertes observées vont de -10 à -10, soit une étendue de 0 entre les pertes les plus extrêmes (tableau 97). En moyenne, les pertes individuelles s'écartent de 0 point selon l'écart type. Les différentes valeurs des quartiles indiquent que 100% d'élèves faibles des enseignants D4 ont des pertes de -10 (Q1, Q2 et Q3).

Pour les 86 élèves faibles des enseignants D6, les pertes observées vont de -15 à -5, soit une étendue de 10 entre les pertes les plus extrêmes. En moyenne, les pertes individuelles s'écartent de 2,5053 points selon l'écart type. Les différentes valeurs des quartiles indiquent que 75% des élèves faibles ont obtenu des pertes comprises entre -10 et -5 (Q1, Q2 et Q3) et 25% ont obtenu des pertes supérieures à -5 (Q3).

**Tableau 97: Indices de tendance centrale en calcul selon le diplôme des enseignants**

Diplôme de l'enseignant	Nombre d'élèves	Mode	Médiane	Moyenne
D4	13	-10	-10	-10
D6	86	-10	-10	-8,5

Pour les 13 élèves des enseignants D4, la perte moyenne se situe à -10 et la valeur médiane à -10. La perte la plus observée est -10. Nous pouvons constater que, sur ces données, les trois indices convergent.

Pour les 86 élèves des enseignants D6, la perte moyenne se situe à -8,5 et la valeur médiane à -10. La perte la plus observée est -10. Nous pouvons constater que, sur ces données, le mode et la médiane convergent et divergent avec la moyenne.

Dans cet échantillon de 99 élèves, la moyenne des pertes des 13 élèves des enseignants D4 est plus élevée (-10) que celle des 86 élèves des enseignants D6. La différence observée peut être qualifiée soit de négligeable si nous considérons la différence entre les moyennes ( $d = 1,5$  inférieure à 5 points des pertes) ou l'effet calibré ( $EC = 0,3011$  inférieur à 0,35), soit d'intermédiaire si nous considérons le rapport de corrélation ( $4\% < \eta^2 = 7,19\%$  inférieur à 16%).

**Question problème de recherche n°12.2.1** : Existe-t-il une relation entre le diplôme de l'enseignant de calcul et les résultats des élèves faibles ayant régressé ?

**Hypothèse nulle n°12.2.1** : Il n'existe pas de relation entre le diplôme de l'enseignant de calcul et les résultats des élèves faibles ayant régressé.

La procédure avec égalité des variances parentes du test t de Student montre :  $t = -2,149$  ;  $ddl = 97$  ; signification (bilatérale) = 0,034. Le test est significatif ( $0,034 < 0,05$ ). Nous rejetons l'hypothèse nulle et acceptons l'hypothèse alternative selon laquelle les moyennes diffèrent de façon significative.

La procédure sans égalité de variances parentes du test t de Student indique :  $t = -5,552$  ;  $ddl = 85$  ; signification (bilatérale) = 0. Le test est significatif ( $0 < 0,05$ ). Nous rejetons l'hypothèse nulle et acceptons l'hypothèse alternative selon laquelle les moyennes diffèrent de façon significative.

Les résultats de ces deux tests sont cohérents (toujours significatifs). Ils permettent donc de conclure à l'existence d'une différence parente, entre les deux diplômes des enseignants de calcul, du point de vue des pertes moyennes des résultats.

Les résultats sont significatifs. Il existe une relation entre le diplôme des enseignants de calcul et les résultats des élèves nouveaux ayant régressé.

Les résultats des tests montrent que les différences sont significatives. Les pertes des résultats des élèves faibles des enseignants D4 sont plus fortes que celles des élèves faibles des enseignants D6.

Les coefficients de régression associés à l'organisation, à l'imposition, à la personnalisation, à l'évaluation positive, à la concrétisation et à l'affectivité négative sont significatifs (tableau 19, p.136).

L'analyse factorielle montre que l'organisation et l'imposition sont reliées à la dimension 1 ; l'évaluation négative et l'affectivité négative, à la dimension 2 alors que la personnalisation et la concrétisation sont reliées à la dimension 3 (tableau 60, p. 168).

Dans notre étude, les élèves faibles dont les enseignants de calcul ont le niveau D6 obtiennent moins de pertes que ceux des D4. La relation entre le diplôme de l'enseignant et le rendement scolaire s'expliquerait par l'utilisation de plus de fonctions d'organisation, de personnalisation et d'évaluation positive; et moins de fonctions d'imposition, de concrétisation et d'affectivité négative par les enseignants efficaces, du niveau D6.

### 12.2.2. Les élèves faibles ayant progressé

Nous comparons les gains des résultats (sur 70) en calcul des élèves faibles selon le diplôme de leurs enseignants. Nous nous intéressons à deux groupes contrastés : 23 élèves faibles des enseignants D4 et 89 élèves faibles des enseignants D6 (tableaux (98)). Nous nous demandons dans quelle mesure le diplôme de l'enseignant de calcul permet de prédire les gains des résultats des élèves faibles.

**Tableau 98: Indices de dispersion en calcul selon le diplôme des enseignants**

Diplôme de l'enseignant	Nombre d'élèves	Minimum	Maximum	Etendue	Ecart type	Q1	Q2	Q3
D4	23	2	30	28	5,7583	10	10	10
D6	89	3	30	27	5,7946	10	10	13

Pour les 23 élèves faibles des enseignants D4, les gains observés vont de 2 à 30, soit une étendue de 28 entre les gains les plus extrêmes. En moyenne, les gains individuels s'écartent de 5,7583 points selon l'écart type. Les différentes valeurs des quartiles indiquent que 25% des élèves faibles ont des gains inférieurs à 10 (Q1), 50% des élèves faibles ont des gains de 10 (Q1 et Q2) et 25% des élèves faibles ont des gains supérieurs à 10 (Q3).

Pour les 89 élèves faibles des enseignants D6, les gains observés vont de 3 à 30, soit une étendue de 27 entre les gains les plus extrêmes. En moyenne, les gains individuels s'écartent de 5,7946 points selon l'écart type. Les différentes valeurs des quartiles indiquent que 25% des élèves faibles ont des gains inférieurs à 10 (Q1), 25% des élèves ont des gains compris entre 10 et 13 (Q2 et Q3) et 25% ont des gains supérieurs à 13 (Q3).

**Tableau 90: Indices de tendance centrale en calcul selon le diplôme des enseignants**

Diplôme de l'enseignant	Nombre d'élèves	Mode	Médiane	Moyenne
D4	23	10	10	11,609
D6	89	10	10	11,545

Pour les élèves faibles des enseignants D4, le gain moyen se situe à 11,609 et la valeur médiane à 10 (tableau 90). Le gain le plus observé est 10. Nous pouvons constater que, sur ces données le mode et la médiane convergent et divergent de 1,609 points avec la moyenne.

Pour les élèves faibles des enseignants D6, le gain moyen se situe à 11,545 et la valeur médiane à 10. Le gain le plus observé est 10. Nous pouvons constater que, sur ces données, le mode et la médiane convergent et divergent de 1,545 points avec la moyenne.

Dans cet échantillon de 112 élèves faibles, la moyenne des gains des 23 élèves faibles des enseignants D4 est en moyenne plus forte (11,609) que celle des 89 élèves faibles des enseignants D6 (11,545). La différence observée peut être qualifiée de négligeable, que nous considérons la différence entre les moyennes ( $d = 0,064$  inférieure à 5 points), l'effet calibré ( $EC = 0,0056$  inférieur à 0,35) ou le rapport de corrélation ( $\eta^2 = 0,002\%$  inférieur à 4%).

**Question problème de recherche n°12.2.2** : Existe-t-il une relation entre le diplôme de l'enseignant de calcul et les résultats des élèves faibles ayant progressé ?

**Hypothèse nulle n°12.2.2** : Il n'existe pas de relation entre le diplôme de l'enseignant de calcul et les résultats des élèves faibles ayant évolué.

La procédure avec égalité des variances parentes du test de Student montre :  $t = 0,047$  ;  $ddl = 110$  ; signification (bilatérale) = 0,963. Le test est non significatif ( $0,963 > 0,05$ ). Nous acceptons l'hypothèse nulle selon laquelle les moyennes des gains ne diffèrent pas de façon significative.

La procédure sans égalité de variances parentes du test t de Student indique  $t = 0,963$  ;  $ddl = 34,432$  ; signification (bilatérale) = 0,963. Le test est non significatif ( $0,963 > 0,05$ ). Nous acceptons l'hypothèse nulle selon laquelle les moyennes des gains ne diffèrent pas de façon significative.

Les résultats de ces deux tests sont cohérents (toujours non significatifs). Ils permettent donc de conclure à l'existence d'une égalité parente, entre les deux diplômes, du point de vue des gains moyens.

Nos calculs montrent qu'il n'existe pas de différence significative entre les gains scolaires des élèves faibles selon le diplôme des enseignants de calcul. Les élèves faibles des enseignants de calcul, de niveau D4, n'évoluent pas plus que ceux des enseignants D6.

Nos résultats ne sont pas significatifs. Il n'existe pas de relation entre le diplôme des enseignants de calcul et les résultats des élèves faibles ayant progressé.

Les coefficients de régression associés aux prédicteurs ne sont pas significatifs (tableau 21, p. 138).

L'analyse factorielle montre que l'imposition et le développement sont reliés à la dimension 1 ; la personnalisation et l'affectivité négative, à la dimension 2 ; l'évaluation positive et l'affectivité positive, à la dimension 3 alors que l'évaluation négative et l'affectivité positive sont reliées à la dimension 4 (tableau 63, p. 171).

Les résultats des deux premiers tests (t de Student et la régression multiple) sont cohérents, toujours non significatifs, ce qui nous permet de dire que l'absence de relation entre le diplôme des enseignants de calcul et les résultats des élèves faibles ayant progressé peut être expliquée par le lien non significatif entre l'augmentation des résultats en calcul des élèves faibles, d'une part, et la combinaison des fonctions d'enseignement, d'autre part.

### 12.2.3. Les élèves forts ayant régressé

Nous comparons les pertes des résultats (sur 70) en calcul des élèves forts selon le diplôme des enseignants. Nous nous intéressons à deux groupes contrastés : 48 élèves forts dont les classes sont tenues par les enseignants D4 et 192 élèves forts suivis par les enseignants D6 (tableau 100). Nous nous demandons dans quelle mesure le diplôme de l'enseignant permet de prédire les pertes des résultats des élèves forts.

**Tableau 100: Indices de dispersion en calcul selon le diplôme des enseignants**

Diplôme de l'enseignant	Nombre d'élèves	Minimum	Maximum	Etendue	Ecart type	Q1	Q2	Q3
D4	48	-40	-2,5	37,5	9,0019	-20	-15	-10
D6	192	-45	-2	43	9,6076	-20	-20	-10

Pour les enseignants D4, les pertes des résultats des 48 élèves forts observés vont de -40 à -2,5 ; soit une étendue de 37,5 points selon l'écart type. Les différentes valeurs des quartiles indiquent que 25% des élèves forts ont des pertes supérieures à -20 (Q1), 25% ont des pertes comprises entre -20 et -15 (Q1 et Q2), 25% des pertes comprises entre -15 et -10 (Q3).

Pour les enseignants D6, les pertes des résultats de 192 élèves forts en calcul observées vont de -45 à -2, soit une étendue de 43 entre les pertes les plus extrêmes. En moyenne, les pertes individuelles s'écartent de 9,6076 points selon l'écart type. Les différentes valeurs des quartiles indiquent que 25% des élèves ont des pertes supérieures à -20 (Q1), 50% ont des pertes comprises entre -20 et -10 (Q1, Q2 et Q3), et 25% ont des pertes inférieures à -10 (Q3).

**Tableau 101: Indices de tendance centrale en calcul selon le diplôme des enseignants**

Diplôme de l'enseignant	Nombre d'élèves	Mode	Médiane	Moyenne
D4	48	-10	-15	-16,885
D6	192	-20	-20	-17,922

Pour les élèves des enseignants D4, la perte moyenne se situe à -16,885 et la valeur médiane à -15 (tableau 101). La perte la plus observée est -10. Nous pouvons constater que, sur ces données, les trois indices divergent.

Pour les élèves des enseignants D6, la perte moyenne se situe à -17,922 et la valeur médiane à -20. La perte la plus observée est -20. Nous pouvons constater que, sur ces données, le mode et la médiane convergent et divergent de 2,078 avec la moyenne.

Dans cet échantillon de 240 élèves, la moyenne des pertes des élèves des enseignants D4 est en moyenne plus faible (-16,885) que celle des 192 élèves des enseignants D6 (-17,922). La différence observée peut être qualifiée de négligeable si nous considérons la différence entre les moyennes ( $d = 0,037$  inférieure à 5), l'effet calibré ( $EC = 0,0615$  inférieur à 0,35) ou le rapport de corrélation ( $\eta^2 = 0,19\%$  inférieur à 4%).

**Question problème de recherche n°12.2.3** : Existe-t-il une relation entre le diplôme de l'enseignant de calcul et les résultats des élèves forts ayant régressé ?

**Hypothèse nulle n°12.2.3** : Il n'existe pas de relation entre le diplôme de l'enseignant de calcul et les résultats des élèves forts ayant régressé.

La procédure avec égalité des variances parentes du test t de Student aboutit aux résultats suivants :  $t = 0,677$  ;  $ddl = 238$  ; signification (bilatérale) = 0,499. Le test est non significatif ( $0,499 > 0,05$ ). Nous acceptons l'hypothèse nulle selon laquelle les moyennes des pertes scolaires des élèves forts ne sont pas différentes dans les classes des enseignantes D4 et celles des enseignants D6.

La procédure sans égalité de variances parentes du test t de Student indique :  $t = 0,704$  ;  $ddl = 76,062$  ; signification (bilatérale) = 0,484. Le test est non significatif ( $0,484 > 0,05$ ). Nous acceptons l'hypothèse nulle selon laquelle les moyennes des pertes ne diffèrent pas de façon significative.



Les résultats de ces deux tests sont cohérents (toujours non significatifs). Ils permettent donc de conclure à l'existence d'une égalité parente, entre les deux diplômes, du point de vue des pertes moyennes.

Nos calculs montrent qu'il n'existe pas de différence significative entre les pertes scolaires des élèves forts selon le diplôme des enseignants.

Nos résultats ne sont pas significatifs. Il n'existe pas de relation entre le diplôme des enseignants de calcul et les résultats des élèves forts ayant régressé.

Les coefficients de régression associés aux prédicteurs ne sont pas significatifs (tableau 23, p. 139).

L'analyse factorielle montre que l'imposition et l'évaluation positive sont reliées à la dimension 1 ; la concrétisation et l'affectivité négative, à la dimension 2 ; l'évaluation négative et l'affectivité positive, à la dimension 3 alors que l'organisation et le développement sont reliés à la dimension 4 (tableau 66, p.174).

Les résultats des deux premiers tests (le t de Student et la régression multiple) sont cohérents, toujours non significatifs, ce qui nous permet de dire que l'absence de relation entre le diplôme de l'enseignant de calcul et les résultats des élèves forts ayant régressé peut être expliquée par le lien non significatif entre la diminution des résultats en calcul des élèves forts, d'une part, et la combinaison des fonctions d'enseignement, d'autre part.

#### **12.2.4. Les élèves forts ayant progressé**

Nous comparons les gains des élèves forts en calcul (sur 70) selon le diplôme de leurs enseignants. Nous nous intéressons à deux groupes contrastés : 5 élèves forts des enseignants D4 et 32 élèves forts des enseignants D6 (tableau 102). Nous nous demandons dans quelle mesure le diplôme de l'enseignant permet de prédire les gains des élèves forts.

**Tableau 102: Indices de dispersion en calcul selon le diplôme des enseignants**

Diplôme de l'enseignant	Nombre d'élèves	Minimum	Maximum	Etendue	Ecart type	Q1	Q2	Q3
D4	5	2,5	14	11,5	4,5497	3,75	10	12
D6	32	2	35	33	8,8199	5	10	20

Pour les 5 élèves forts des enseignants D4, les gains observés vont de 2,5 à 14, soit une étendue de 11,5 entre les gains les plus extrêmes. En moyenne, les gains individuels s'écartent de 4,5497 points selon l'écart type. Les différentes valeurs des quartiles indiquent que 25% des élèves forts ont des gains inférieurs à 3,75 (Q1), 25% ont des gains compris entre 3,75 et 10 (Q1 et Q2), 25% ont des gains compris entre 10 et 12 (Q2 et Q3) et 25% ont des gains supérieurs à 12 (Q3). Pour les 32 élèves forts des enseignants D6, les gains observés vont de 2 à 35, soit une étendue de 33 entre les gains les plus extrêmes. En moyenne, les gains individuels s'écartent de 8,8199 points selon l'écart type. Les différentes valeurs des quartiles indiquent que 25% des élèves forts ont des gains inférieurs à 5, 25% entre 5 et 10 (Q1 et Q2), 25% entre 10 et 20 (Q2 et Q3) et 25% ont des gains supérieurs à 20 (Q3).

**Tableau 103: Indices de tendance centrale en calcul selon le diplôme des enseignants**

Diplôme de l'enseignant	Nombre d'élèves	Mode	Médiane	Moyenne
D4	5	10	10	8,3
D6	32	5	10	13,125

Pour les 5 élèves forts des enseignants D4, le gain moyen se situe à 8,3 et la valeur médiane à 10 (tableau 103). Le gain le plus observé est 10. Nous pouvons constater que, sur ces données, le mode et la médiane convergent et divergent de 1,7 points avec la moyenne.

Pour les 32 élèves forts des enseignants D6, le gain moyen se situe à 13,125 et la valeur médiane à 10. Le gain le plus observé est 5. Nous pouvons constater que, sur ces données, ces trois indices divergent.

Pour l'épreuve de calcul, la moyenne des gains des 5 élèves forts des enseignants D4 est en moyenne plus faible que celle des 32 élèves forts des enseignants D6. La différence observée peut être qualifiée de négligeable si nous

considérons la différence entre les moyennes ( $d = 4,82$  inférieure à 5), l'effet calibré ( $EC = 0,2688$  inférieur à 0,35) ou le rapport de corrélation ( $\eta^2 = 3,82\% < 4\%$ ).

**Question problème de recherche n°12.2.4** : Existe-t-il une relation entre le diplôme de l'enseignant de calcul et les résultats des élèves forts ayant progressé ?

**Hypothèse nulle n°12.2.4** : Il n'existe pas de relation entre le diplôme de l'enseignant de calcul et les résultats des élèves forts ayant progressé.

La procédure avec égalité des variances parentes du test t de Student aboutit aux résultats suivants :  $t = -1,189$  ;  $ddl = 35$  ; signification (bilatérale) = 0,243. Le test est non significatif ( $0,243 > 0,05$ ). Nous acceptons l'hypothèse nulle selon laquelle les moyennes ne diffèrent pas de façon significative.

La procédure sans égalité de variances parentes du test t de Student indique :  $t = -1,882$  ;  $ddl = 9,647$  ; signification (bilatérale) = 0,09. Le test est non significatif ( $0,09 > 0,05$ ). Nous acceptons l'hypothèse nulle selon laquelle les moyennes ne diffèrent pas de façon significative.

Les résultats de ces deux tests sont cohérents (toujours non significatifs). Ils permettent donc de conclure à l'existence d'une égalité parente, entre les deux diplômes, du point de vue des gains moyens des élèves forts en calcul.

Nos calculs montrent qu'il n'existe pas de différence significative entre les gains des élèves forts en calcul selon le diplôme de leurs enseignants.

Nos résultats ne sont pas significatifs. Il n'existe pas de relation entre le diplôme des enseignants de calcul et les résultats des élèves forts ayant progressé.

Le coefficient de régression associé à l'évaluation négative est significatif (tableau 25, p. 140).

L'analyse factorielle montre que la personnalisation et l'évaluation positive sont reliées à la dimension 1 ; l'évaluation négative et l'affectivité positive, à la dimension 2 alors que l'organisation et l'imposition sont reliées à la dimension 3 (tableau 69, p.177).

L'absence de relation entre le diplôme des enseignants de calcul et les résultats des élèves forts ayant progressé peut être expliquée par le fait que l'effet positif de l'évaluation négative serait neutralisé par des facteurs d'échec qui ne sont pas pris en compte dans notre cadre opératoire et nos hypothèses de recherche, ce qui suggère ainsi les perspectives des recherches ultérieures.

### 12.2.5. Les élèves nouveaux ayant régressé

Nous comparons les pertes des résultats (sur 70) en calcul des élèves nouveaux selon le diplôme des enseignants. Nous nous intéressons à deux groupes contrastés : 37 élèves nouveaux dont les classes sont tenues par les enseignants D4 et 166 élèves nouveaux suivis par les enseignants D6 (tableau 104). Nous nous demandons dans quelle mesure le diplôme de l'enseignant permet de prédire les pertes des résultats des élèves nouveaux.

**Tableau 104: Indices de dispersion en calcul selon le diplôme des enseignants**

Diplôme de l'enseignant	Nombre d'élèves	Minimum	Maximum	Etendue	Ecart type	Q1	Q2	Q3
D4	37	-40	-5	35	8,7934	-20	-10	-10
D6	166	-45	-2	43	8,2142	-20	-10	-9,25

Pour les enseignants D4, les pertes des résultats des 37 élèves nouveaux observés vont de -40 à -5 ; soit une étendue de 35 points selon l'écart type. Les différentes valeurs des quartiles indiquent que 25% des élèves nouveaux ont des pertes supérieures à -20 (Q1), 50% ont des pertes comprises entre -20 et -11 (Q1, Q2 et Q3), 25% des pertes inférieures à -10 (Q3).

Pour les enseignants D6, les pertes des résultats de 166 élèves nouveaux en calcul observées vont de -45 à -2, soit une étendue de 43 entre les pertes les plus extrêmes. En moyenne, les pertes individuelles s'écartent de 8,2142 points selon l'écart type. Les différentes valeurs des quartiles indiquent que 25% des élèves ont des pertes supérieures à -20 (Q1), 25% ont des pertes comprises entre -20 et -10 (Q1, Q2), 25% ont des pertes comprises entre -10 et -9,25 (Q2 et Q3), 25% ont des pertes inférieures à -9,25 (Q3).

**Tableau 105: Indices de tendance centrale en calcul selon le diplôme des enseignants**

Diplôme de l'enseignant	Nombre d'élèves	Mode	Médiane	Moyenne
D4	37	-10	-10	-15,189
D6	166	-10	-10	-13,117

Pour les élèves des enseignants D4, la perte moyenne se situe à -15,189 et la valeur médiane à -10 (tableau 105). La perte la plus observée est -10. Nous pouvons constater que, sur ces données, le mode et la médiane convergent et divergent de 5,189 points avec la moyenne.

Pour les élèves des enseignants D6, la perte moyenne se situe à -13,117 et la valeur médiane à -10. La perte la plus observée est -10. Nous pouvons constater que, sur ces données, le mode et la médiane convergent et divergent de 3,117 avec la moyenne.

Dans cet échantillon de 203 élèves, la moyenne des pertes des 37 élèves des enseignants D4 est en moyenne plus forte (-15,189) que celle des 166 élèves des enseignants D6 (-13,117). La différence observée peut être qualifiée de négligeable si nous considérons la différence entre les moyennes ( $d = 1,972$  inférieure à 5), l'effet calibré ( $EC = 0,162$  inférieur à 0,35) ou le rapport de corrélation ( $\eta^2 = 0,19\%$  inférieur à 4%).

**Question problème de recherche n°12.2.5** : Existe-t-il une relation entre le diplôme de l'enseignant de calcul et les résultats des élèves nouveaux ayant régressé ?

**Hypothèse nulle n°12.2.5** : Il n'existe pas de relation entre le diplôme de l'enseignant de calcul et les résultats des élèves nouveaux ayant régressé.

La procédure avec égalité des variances parentes du test t de Student aboutit aux résultats suivants :  $t = -1,37$  ;  $ddl = 209$  ; signification (bilatérale) = 0,172. Le test est non significatif ( $0,172 > 0,05$ ). Nous acceptons l'hypothèse nulle selon laquelle les moyennes des pertes scolaires des élèves nouveaux ne sont pas différentes dans les classes des enseignants D4 et celles des enseignants D6.

La procédure sans égalité de variances parentes du test t de Student indique :

$t = -1,311$  ;  $ddl = 50,945$  ; signification (bilatérale) =  $0,196$ . Le test est non significatif ( $0,196 > 0,05$ ). Nous acceptons l'hypothèse nulle selon laquelle les moyennes des pertes ne diffèrent pas de façon significative.

Les résultats de ces deux tests sont cohérents (toujours non significatifs). Ils permettent donc de conclure à l'existence d'une égalité parente, entre les deux diplômes, du point de vue des pertes moyennes.

Nos calculs montrent qu'il n'existe pas de différence significative entre les pertes scolaires des élèves nouveaux selon le diplôme des enseignants.

Nos résultats ne sont pas significatifs. Il n'existe pas de relation entre le diplôme des enseignants de calcul et les résultats des élèves nouveaux ayant régressé.

Le coefficient de régression associé à l'organisation est significatif (tableau 27, p. 141).

L'analyse factorielle montre que le développement et l'évaluation positive sont reliés à la dimension 1 ; la personnalisation et la concrétisation, à la dimension 2 alors que l'évaluation négative et l'affectivité négative sont reliées à la dimension 3 (tableau 72, p. 179).

L'absence de relation entre le diplôme de l'enseignant de calcul et les résultats des élèves nouveaux ayant régressé peut être expliquée en considérant que l'effet positif de l'organisation peut être neutralisé par l'effet négatif d'autres facteurs non pris en compte dans notre cadre opératoire et hypothèses de recherche, ce qui suggère ainsi les perspectives des recherches ultérieures.

#### **12.2.6. Les élèves nouveaux ayant progressé**

Nous comparons les gains des résultats (sur 70) en calcul des élèves nouveaux selon le diplôme de leurs enseignants. Nous nous intéressons à deux groupes contrastés : 18 élèves nouveaux des enseignants D4 et 71 élèves nouveaux des enseignants D6 (tableaux 106). Nous nous demandons dans quelle mesure le diplôme de l'enseignant de calcul permet de prédire les gains des résultats des élèves nouveaux.

**Tableau 106: Indices de dispersion en calcul selon le diplôme des enseignants**

Diplôme de l'enseignant	Nombre d'élèves	Minimum	Maximum	Etendue	Ecart type	Q1	Q2	Q3
D4	18	2	20	18	5,0888	10	10	10
D6	71	3	35	32	7,0808	10	10	15

Pour les 18 élèves nouveaux des enseignants D4, les gains observés vont de 2 à 20, soit une étendue de 18 entre les gains les plus extrêmes. En moyenne, les gains individuels s'écartent de 5,0888 points selon l'écart type. Les différentes valeurs des quartiles indiquent que 25% des élèves nouveaux ont des gains inférieurs à 10 (Q1), 50% des élèves nouveaux ont des gains de 10 (Q1, Q2 et Q3) et 25% des élèves nouveaux ont des gains supérieurs à 10 (Q3).

Pour les 71 élèves nouveaux des enseignants D6, les gains observés vont de 3 à 35, soit une étendue de 32 entre les gains les plus extrêmes. En moyenne, les gains individuels s'écartent de 7,0808 points selon l'écart type. Les différentes valeurs des quartiles indiquent que 25% des élèves nouveaux ont des gains inférieurs à 10 (Q1), 50% des élèves ont des gains compris entre 10 et 15 (Q1, Q2 et Q3) et 25% ont des gains supérieurs à 15 (Q3).

**Tableau 107: Indices de tendance centrale en calcul selon le diplôme des enseignants**

Diplôme de l'enseignant	Nombre d'élèves	Mode	Médiane	Moyenne
D4	18	10	10	10,528
D6	71	10	10	12,535

Pour les élèves nouveaux des enseignants D4, le gain moyen se situe à 10,528 et la valeur médiane à 10 (tableau 107). Le gain le plus observé est 10. Nous pouvons constater que, sur ces données le mode et la médiane convergent et divergent de 0,528 points avec la moyenne.

Pour les élèves nouveaux des enseignants D6, le gain moyen se situe à 12,535 et la valeur médiane à 10. Le gain le plus observé est 10. Nous pouvons constater que, sur ces données, le mode et la médiane convergent et divergent de 2,535 points avec la moyenne.

Dans cet échantillon de 89 élèves nouveaux, la moyenne des gains des 18 élèves nouveaux des enseignants D4 est en moyenne plus faible (10,528) que celle des 71 élèves nouveaux des enseignants D6 (12,535). La différence observée peut être qualifiée de négligeable, que nous considérons la différence entre les moyennes ( $d = 2,007$  inférieure à 5 points), l'effet calibré ( $EC = 0,1676$  inférieur à 0,35) ou le rapport de corrélation ( $\eta^2 = 1,42\%$  inférieur à 4%).

**Question problème de recherche n°12.2.6** : Existe-t-il une relation entre le diplôme de l'enseignant de calcul et les résultats des élèves nouveaux ayant progressé ?

**Hypothèse nulle n°12.2.6** : Il n'existe pas de relation entre le diplôme de l'enseignant de calcul et les résultats des élèves nouveaux ayant évolué.

La procédure avec égalité des variances parentes du test de Student montre :  $t = -1,129$  ;  $ddl = 87$  ; signification (bilatérale) = 0,262. Le test est non significatif ( $0,262 > 0,05$ ). Nous acceptons l'hypothèse nulle selon laquelle les moyennes des gains ne diffèrent pas de façon significative.

La procédure sans égalité de variances parentes du test t de Student indique :  $t = -1,371$  ;  $ddl = 35,696$  ; signification (bilatérale) = 0,179. Le test est non significatif ( $0,179 > 0,05$ ). Nous acceptons l'hypothèse nulle selon laquelle les moyennes des gains ne diffèrent pas de façon significative.

Les résultats de ces deux tests sont cohérents (toujours non significatifs). Ils permettent donc de conclure à l'existence d'une égalité parente, entre les deux diplômes, du point de vue des gains moyens.

Nos calculs montrent qu'il n'existe pas de différence significative entre les gains scolaires des élèves nouveaux selon le diplôme des enseignants de calcul. Les élèves nouveaux des enseignants de calcul, de niveau D4, n'évoluent pas moins que ceux des enseignants D6.

Nos résultats ne sont pas significatifs. Il n'existe pas de relation entre le diplôme des enseignants de calcul et les résultats des élèves nouveaux ayant progressé.



Les coefficients de régression associés aux prédicteurs ne sont pas significatifs (tableau 29, p.142).

L'analyse factorielle montre que l'imposition et l'évaluation positive sont reliées à la dimension 1 ; la personnalisation et l'affectivité négative, à la dimension 2 ; l'évaluation négative, à la dimension 3 alors que l'organisation et le développement sont reliés à la dimension 4 (tableau 75, p. 182).

Les deux premiers tests (le t de Student et la régression multiple) sont cohérents, toujours non significatifs, ce qui nous permet de dire que l'absence de relation entre le diplôme des enseignants de calcul et les résultats des élèves nouveaux ayant progressé peut être expliquée par le lien non significatif entre l'augmentation des résultats en calcul des élèves nouveaux, d'une part, et la combinaison des fonctions d'enseignement, d'autre part.

### 12.2.7. Les élèves redoublants ayant régressé

Nous comparons les pertes des résultats (sur 70) en calcul des élèves redoublants selon le diplôme des enseignants. Nous nous intéressons à deux groupes contrastés : 23 élèves redoublants dont les classes sont tenues par les enseignants D4 et 115 élèves redoublants suivis par les enseignants D6 (tableau 108). Nous nous demandons dans quelle mesure le diplôme de l'enseignant permet de prédire les pertes des résultats des élèves redoublants.

**Tableau 108: Indices de dispersion en calcul selon le diplôme des enseignants**

Diplôme de l'enseignant	Nombre d'élèves	Minimum	Maximum	Etendue	Ecart type	Q1	Q2	Q3
D4	23	-30	-2,5	27,5	7,6685	-20	-13	-10
D6	115	-45	-3	42	9,8725	-20	-15	-10

Pour les enseignants D4, les pertes des résultats des 23 élèves redoublants observés vont de -30 à -2,5 ; soit une étendue de 27,5 points selon l'écart type. Les différentes valeurs des quartiles indiquent que 25% des élèves redoublants ont des pertes supérieures à -20 (Q1), 25% ont des pertes comprises entre -20 et -13 (Q1 et

Q2), 25% des pertes comprises entre -15 et -10 (Q2 et Q3), 25% ont des pertes inférieures à -10 (Q3).

Pour les enseignants D6, les pertes des résultats de 115 élèves redoublants en calcul observées vont de -45 à -3, soit une étendue de 42 entre les pertes les plus extrêmes. En moyenne, les pertes individuelles s'écartent de 9,8725 points selon l'écart type. Les différentes valeurs des quartiles indiquent que 25% des élèves ont des pertes supérieures à -20 (Q1), 25% ont des pertes comprises entre -20 et -15 (Q1, Q2), 25% ont des pertes comprises entre -15 et -10 (Q2 et Q3), 25% ont des pertes inférieures à -10 (Q3).

**Tableau 109: Indices de tendance centrale en calcul selon le diplôme des enseignants**

Diplôme de l'enseignant	Nombre d'élèves	Mode	Médiane	Moyenne
D4	23	-10	-13	-15,152
D6	115	-10	-15	-17,561

Pour les élèves des enseignants D4, la perte moyenne se situe à -15,152 et la valeur médiane à -13 (tableau 109). La perte la plus observée est -10. Nous pouvons constater que, sur ces données, les trois indices divergent.

Pour les élèves des enseignants D6, la perte moyenne se situe à -17,561 et la valeur médiane à -15. La perte la plus observée est -10. Nous pouvons constater que, sur ces données, les trois indices divergent.

Dans cet échantillon de 138 élèves, la moyenne des pertes des 23 élèves des enseignants D4 est en moyenne plus faible (-15,152) que celle des 115 élèves des enseignants D6 (-17,561). La différence observée peut être qualifiée de négligeable si nous considérons la différence entre les moyennes ( $d = 2,309$  inférieure à 5), l'effet calibré ( $EC = 0,0437$  inférieur à 0,35) ou le rapport de corrélation ( $\eta^2 = 0,9\%$  inférieur à 4%).

**Question problème de recherche n°12.2.7** : Existe-t-il une relation entre le diplôme de l'enseignant de calcul et les résultats des élèves redoublants ayant régressé ?

**Hypothèse nulle n°12.2.7** : Il n'existe pas de relation entre le diplôme de l'enseignant de calcul et les résultats des élèves redoublants ayant régressé.

La procédure avec égalité des variances parentes du test t de Student aboutit aux résultats suivants :  $t = 1,104$  ;  $ddl = 136$  ; signification (bilatérale) =  $0,271$ . Le test est non significatif ( $0,271 > 0,05$ ). Nous acceptons l'hypothèse nulle selon laquelle les moyennes des pertes scolaires des élèves redoublants ne sont pas différentes dans les classes des enseignants D4 et celles des enseignants D6.

La procédure sans égalité de variances parentes du test t de Student indique :  $t = 1,305$  ;  $ddl = 38,193$  ; signification (bilatérale) =  $0,2$ . Le test est non significatif ( $0,2 > 0,05$ ). Nous acceptons l'hypothèse nulle selon laquelle les moyennes des pertes ne diffèrent pas de façon significative.

Les résultats de ces deux tests sont cohérents (toujours non significatifs). Ils permettent donc de conclure à l'existence d'une égalité parente, entre les deux diplômes, du point de vue des pertes moyennes.

Nos calculs montrent qu'il n'existe pas de différence significative entre les pertes scolaires des élèves redoublants selon le diplôme des enseignants.

Nos résultats ne sont pas significatifs. Il n'existe pas de relation entre le diplôme des enseignants de calcul et les résultats des élèves redoublants ayant régressé.

Tous les coefficients associés aux prédicteurs ne sont pas significatifs (tableau 31, p. 143).

L'analyse factorielle montre que l'organisation et le développement sont reliés à la dimension 1 ; la concrétisation et l'affectivité négative, à la dimension 2 ; l'imposition et l'évaluation positive, à la dimension 3 alors que l'évaluation négative et l'affectivité positive sont reliées à la dimension 4 (tableau 78, p. 185).

Les deux premiers tests (le t de Student et la régression multiple) sont cohérents, toujours non significatifs, ce qui nous permet de dire que l'absence de relation entre le diplôme des enseignants de calcul et les résultats de élèves redoublants ayant régressé peut être expliquée par le lien non significatif entre la diminution des résultats en calcul des élèves redoublants, d'une part, et la combinaison des fonctions d'enseignement, d'autre part.

### 12.2.8. Les élèves redoublants ayant progressé

Nous comparons les gains des résultats (sur 70) en calcul des élèves redoublants selon le diplôme de leurs enseignants. Nous nous intéressons à deux groupes contrastés : 10 élèves redoublants des enseignants D4 et 50 élèves redoublants des enseignants D6 (tableaux 110). Nous nous demandons dans quelle mesure le diplôme de l'enseignant de calcul permet de prédire les gains des résultats des élèves redoublants.

**Tableau 110: Indices de dispersion en calcul selon le diplôme des enseignants**

Diplôme de l'enseignant	Nombre d'élèves	Minimum	Maximum	Etendue	Ecart type	Q1	Q2	Q3
D4	10	5	30	25	6,7074	10	10	11
D6	50	2	30	28	6,1597	7,5	10	15

Pour les 10 élèves redoublants des enseignants D4, les gains observés vont de 5 à 30, soit une étendue de 25 entre les gains les plus extrêmes. En moyenne, les gains individuels s'écartent de 6,7074 points selon l'écart type. Les différentes valeurs des quartiles indiquent que 25% des élèves redoublants ont des gains inférieurs à 10 (Q1), 50% des élèves redoublants ont des gains de 10 (Q1 et Q2), 25% ont des gains compris entre 10 et 11 (Q2 et Q3) et 25% des élèves redoublants ont des gains supérieurs à 11 (Q3).

Pour les 50 élèves redoublants des enseignants D6, les gains observés vont de 2 à 30, soit une étendue de 28 entre les gains les plus extrêmes. En moyenne, les gains individuels s'écartent de 6,1597 points selon l'écart type. Les différentes valeurs des quartiles indiquent que 25% des élèves redoublants ont des gains inférieurs à 7,5 (Q1), 25% des élèves ont des gains compris entre 7,5 et 10 (Q1 et Q2), 25% ont des gains compris entre 10 et 15 (Q2 et Q3) et 25% ont des gains supérieurs à 15 (Q3).

**Tableau 111: Indices de tendance centrale en calcul selon le diplôme des enseignants**

Diplôme de l'enseignant	Nombre d'élèves	Mode	Médiane	Moyenne
D4	10	10	10	11,9
D6	50	10	10	11,15

Pour les élèves redoublants des enseignants D4, le gain moyen se situe à 11,9 et la valeur médiane à 10 (tableau 111). Le gain le plus observé est 10. Nous pouvons constater que, sur ces données le mode et la médiane convergent et divergent de 1,9 points avec la moyenne.

Pour les élèves redoublants des enseignants D6, le gain moyen se situe à 11,15 et la valeur médiane à 10. Le gain le plus observé est 10. Nous pouvons constater que, sur ces données, le mode et la médiane convergent et divergent de 1,15 points avec la moyenne.

Dans cet échantillon de 60 élèves redoublants, la moyenne des gains des 10 élèves redoublants des enseignants D4 est en moyenne plus forte (11,9) que celle des 50 élèves redoublants des enseignants D6 (11,15). La différence observée peut être qualifiée de négligeable, que nous considérons la différence entre les moyennes ( $d = 0,06$  inférieure à 5 points), l'effet calibré ( $EC = 0,1965$  inférieur à 0,35) ou le rapport de corrélation ( $\eta^2 = 0,2\%$  inférieur à 4%).

**Question problème de recherche n°12.2.8** : Existe-t-il une relation entre le diplôme de l'enseignant de calcul et les résultats des élèves redoublants ayant progressé ?

**Hypothèse nulle n°12.2.8** : Il n'existe pas de relation entre le diplôme de l'enseignant de calcul et les résultats des élèves redoublants ayant évolué.

La procédure avec égalité des variances parentes du test de Student montre :  $t = 0,347$  ;  $ddl = 58$  ; signification (bilatérale) = 0,73. Le test est non significatif ( $0,73 > 0,05$ ). Nous acceptons l'hypothèse nulle selon laquelle les moyennes des gains ne diffèrent pas de façon significative.

La procédure sans égalité de variances parentes du test t de Student indique :  $t = 0,327$  ;  $ddl = 12,228$  ; signification (bilatérale) = 0,749. Le test est non significatif ( $0,749 > 0,05$ ). Nous acceptons l'hypothèse nulle selon laquelle les moyennes des gains ne diffèrent pas de façon significative.

Les résultats de ces deux tests sont cohérents (toujours non significatifs). Ils permettent donc de conclure à l'existence d'une égalité parente, entre les deux diplômes, du point de vue des gains moyens.

Nos calculs montrent qu'il n'existe pas de différence significative entre les gains scolaires des élèves redoublants selon le diplôme des enseignants de calcul. Les élèves redoublants des enseignants de calcul, de niveau D4, n'évoluent pas plus que ceux des enseignants D6.

Nos résultats ne sont pas significatifs. Il n'existe pas de relation entre le diplôme des enseignants de calcul et les résultats des élèves redoublants ayant progressé.

Les coefficients associés aux prédicteurs ne sont pas significatifs (tableau 33, p. 144).

L'analyse factorielle montre que l'imposition et le développement sont reliés à la dimension 1 ; la personnalisation et l'affectivité négative, à la dimension 2 alors que l'évaluation négative et l'affectivité positive sont reliées à la dimension 3 (tableau 81, p. 188).

Les résultats des deux premiers tests (le t de Student et la régression multiple) sont cohérents, toujours non significatifs, ce qui nous permet de dire que l'absence de relation entre le diplôme de l'enseignant de calcul et les résultats des élèves redoublants ayant progressé peut être expliquée par le lien non significatif entre l'augmentation des résultats en calcul des élèves redoublants, d'une part, et la combinaison des fonctions d'enseignement, d'autre part.

En résumé, il existe une relation entre le diplôme des enseignants de calcul et les résultats des élèves faibles ayant régressé. Par contre, il n'existe pas de relation entre le diplôme des enseignants de calcul et les résultats des élèves faibles ayant progressé, les élèves forts ayant régressé, les élèves forts ayant progressé, les élèves nouveaux ayant régressé, les élèves nouveaux ayant progressé, les élèves redoublants ayant régressé et les élèves redoublants ayant progressé.

## Synthèse du chapitre 12

Existe-t-il une relation entre le diplôme de l'enseignant et les résultats des élèves ? Comme le montre le tableau 112, nos résultats montrent qu'il n'existe pas de relation entre le diplôme des enseignants de français et les résultats des élèves suivants : les élèves faibles ayant régressé, les élèves nouveaux ayant régressé, les élèves redoublants ayant régressé, et les élèves redoublants ayant progressé. Par contre, il existe une relation entre le diplôme des enseignants de français et les résultats des élèves suivants : les élèves faibles ayant progressé, les élèves forts ayant régressé, les élèves forts ayant progressé, les élèves nouveaux ayant progressé et les élèves redoublants ayant progressé.

**Tableau 112 : Relation entre les caractéristiques des enseignants et/ou des salles de classe et les résultats des élèves**

Elèves	Diplôme		Expérience		Taille de la classe	
	Français	Calcul	Français	Calcul	Français	Calcul
Faibles ayant régressé	N.S.	S.	N.S.	S.	N.S.	S.
Faibles ayant progressé	S.	N.S.	N.S.	N.S.	S.	N.S.
Forts ayant régressé	S.	N.S.	N.S.	S.	S.	N.S.
Forts ayant progressé	S.	N.S.	S.	N.S.	S.	N.S.
Nouveaux ayant régressé	N.	N.S.	N.S.	N.S.	S.	N.S.
Nouveaux ayant progressé	S.	N.S.	N.S.	N.S.	S.	N.S.
Redoublants ayant régressé	N.	N.S.	N.S.	N.S.	S.	N.S.
Redoublants ayant progressé	S.	N.S.	N.S.	N.S.	S.	N.S.

S. = Relation significative ; N.S. = Relation non significative.

En calcul, il n'existe pas de relation entre le diplôme de l'enseignant et les résultats des élèves suivants : les élèves faibles ayant progressé, les élèves forts ayant régressé, les élèves forts ayant progressé, les élèves nouveaux ayant régressé, les élèves nouveaux ayant progressé, les élèves redoublants ayant régressé et les élèves redoublants ayant progressé. A l'opposé, il existe une relation entre le diplôme de l'enseignant et les résultats des élèves ayant régressé.

Comme la plupart des recherches, Rivkin et ses collaborateurs (2005) ne trouvent absolument aucune preuve qu'avoir le diplôme de master améliore les habiletés de l'enseignant.

La disjonction entre les estimations de la variation de la qualité de l'enseignant et la puissance explicative mesurée des caractéristiques de l'enseignant crée un dilemme chez les décideurs politiques bien qu'on tente de serrer des normes pour les enseignants, un effort pour augmenter la qualité. Les résultats dans cet article précédent de Rivkin et ses collaborateurs, et ailleurs, soulèvent de sérieux doutes que des normes plus restrictives de certification, de niveaux en éducation, etc. réussissons à augmenter la qualité de l'instruction. La recherche prouve que les directeurs peuvent affecter les enseignants sur la base de la qualité (Murnane, 1975 ; Armor, Conry-Oseguera, Cox, King, McDonell, Pascal, Pauly et Zellman, 1976), mais la variation substantielle documentée dans l'article de Rivkin et ses collaborateurs (2005) suggère fortement que les pratiques du personnel dans les écoles publiques du Texas sont très imparfaites.

Grâce à l'utilisation des méthodes statistiques robustes, l'article précédent de Rivkin et ses collaborateurs confirme la conclusion de l'effet de la formation des enseignants trouvé dans Bressoux (1996). Les données utilisées ont une conception quasi expérimentale ; le système français est tel que les enseignants novices enseignent avant d'être formés. L'effet de la formation des enseignants est significatif : les scores finaux du test en mathématiques des élèves avec un enseignant formé sont plus élevés de 3% de scores que les notes qu'ils auraient eues si leurs enseignants n'avaient pas été formés. L'estimation des effets hétérogènes prouve que l'effet de la formation sur les performances en lecture est significatif dans les classes avec une faible part des élèves faibles (Bressoux et al., 2006).

L'importance de la formation des enseignants est réaffirmée par l'effet de la qualification des enseignants. Les enseignants qui se sont spécialisés en sciences à l'université améliorent les résultats de leurs élèves en mathématiques. Cet impact est le même pour les enseignants formés et non formés. Il signifie que, pour les enseignants non formés, les études scientifiques passées compensent le manque de formation en mathématiques.

Le rapport entre les caractéristiques des enseignants et les performances de leurs élèves a été le sujet de beaucoup d'études mais peu ont considéré l'impact de



la formation continue. Les estimations d'Angrist et Lavy en Israël suggèrent qu'un programme de formation continue lancé dans les écoles primaires séculaires de Jérusalem a augmenté la performance des élèves en lecture et en mathématiques. Ces résultats apparaissent suivre une série de méthodes statistiques, y compris la régression. Les estimations pour les écoles religieuses ne sont pas nettes mais c'est probablement parce que le programme de formation dans les écoles religieuses a commencé plus tard et a été mis en application sur une échelle plus petite. Les estimations pour les écoles séculaires suggèrent que la formation pédagogique peut fournir un moyen moins coûteux pour augmenter les scores aux tests qu'en réduisant la taille de la classe ou en ajoutant des heures d'école (Angrist et Lavy, 2001).

Naturellement, la question demeure si le programme de formation particulier étudié ici semblable aux programmes de formation qui pourraient être employés dans d'autres arrangements. Les discussions avec les fonctionnaires des écoles mènent Angrist et Lavy à croire que l'approche recueillie à Jérusalem n'est pas peu commune dans le contexte israélien. D'ailleurs, le type de formation donné aux enseignants de lecture et de maths en utilisant l'argent des 30 villes est basé sur des stratégies pédagogiques employées couramment (les mathématiques humaines et l'enseignement individualisé) à l'origine développées dans les écoles des Etats-Unis. Cependant, un dispositif probablement unique est la rétroaction immédiate que les enseignants participants ont reçue des instructeurs. Comme les philosophies de base derrière les stratégies de formation étudiées ici ne sont pas particulièrement étrangères il semble cependant raisonnable d'imaginer que la variante israélienne sur la livraison de la formation a pu également être adaptée pour les écoles non israéliennes. Au minimum, les résultats suggèrent que la formation pédagogique fortement focalisée mais relativement peu coûteuse de ce type justifie davantage d'études.

En Afrique subsaharienne, les élèves des enseignants FIMG ont de meilleurs résultats que ceux des enseignants ENI au CP2 où tous les écarts sont significatifs. Au CM1, cette conclusion ne saurait être tirée, les écarts n'étant pas significatifs (PASEC, 2006).

Entre les différentes formules de FIMG, l'effet du type de formation n'a pu être mis en évidence qu'au CM1. Pour le CP2, les différences observées entre les résultats des élèves tenus par les enseignants provenant des différentes formules FIMG ne sont pas significatives. Ainsi, au CM1, les élèves des FIMG 9-9 ont de meilleurs résultats que ceux des élèves des FIME, indépendamment de la discipline considérée (français ou mathématiques). Les élèves des FIMG 3-9-3 ont aussi de meilleurs résultats que ceux des maîtres FIMG 9-9 mais uniquement en français. On peut donc conclure que de façon générale, les élèves des maîtres FIMG ont de meilleurs résultats que ceux des ENI mais qu'entre formules FIMG 3-9-3 et FIMG 9-9, la différence des résultats dépend de la discipline et de la classe considérée.

En Guinée Conakry, les maîtres recrutés comme instituteurs qualifiés obtiennent de meilleurs résultats que ceux qui ont été recrutés comme instituteurs adjoints ou comme moniteurs, même si ces derniers ont par la suite été promus instituteurs, soit par ancienneté, soit à la suite d'une période de recyclage. Les élèves des maîtres les plus qualifiés obtiennent généralement de meilleures notes (Carron et Chau, 1998). La formation initiale est considérée comme un indicateur du niveau de connaissances qu'a l'enseignant de la discipline enseignée. Il ressort donc de ces études que le nombre d'années d'éducation tend à être positivement relié au rendement scolaire.

Sall (1996) trouve que la section qui regroupe le plus grand nombre d'enseignants Physique-Chimie (PC) et celle qui a le pourcentage le plus élevé d'enseignants de rang magistral (Sciences Naturelles : SN) n'obtiennent pas de meilleurs résultats que la section qui compte moins d'enseignants et moins d'enseignants de rang magistral. Le climat et la qualité des études ne semblent intervenir dans les résultats qu'en les assimilant aux taux relatifs d'encadrement. Traditionnellement, la section Maths-Physique (MP) a moins d'étudiants. Au nombre des étudiants par cohortes, elle est suivie par la section SN. La section PC compte en moyenne presque toujours le plus grand nombre d'étudiants. Par exemple, en 1986-87, il y avait 2402 étudiants inscrits entre la première et la troisième année dans les trois sections, dont 1084 en PC (45,12%), 790 en SN (32,88%), et 528 en MP (21,96%).

Chez Jarousse et Mingat (1989), l'effet était positif chez les maîtres ayant le Brevet d'Etudes du Premier Cycle, le fait d'avoir un baccalauréat ou un niveau supérieur n'est pas associé à un rendement plus élevé.

Selon Carron et Chau (1998), les enseignants les mieux éduqués ressentent davantage d'insatisfaction dans les zones reculées et sous développées.

Les enseignants de 5<sup>ème</sup> année qui ont bénéficié d'une année de formation au Burkina Faso ou au Cameroun obtiennent de moins bons résultats que ceux qui n'ont reçu aucune formation. Le même phénomène s'observe au Sénégal chez les enseignants qui ont suivi deux années de formation plutôt qu'une (UNESCO, 2000).

Les élèves scolarisés avec les enseignants n'ayant aucun diplôme progressent bien en arabe (+2,6 points par rapport aux autres (Lemrabott, 2003). Selon le même auteur, une durée de formation supérieure à 9 mois entretient une relation négative avec les progressions des élèves en arabe et en mathématiques en Mauritanie.

Barahinduka (2006) constate que les élèves dont les enseignants de calcul ont le niveau « Education primaire complète » obtiennent les meilleures performances et que ce sont ceux dont les enseignants de français ont le niveau « Education du premier cycle secondaire complète » qui obtiennent les meilleures performances. Ceci pourrait s'expliquer par le fait que le niveau primaire complète des enseignants, comme celui du premier cycle secondaire complète, aurait plus besoin d'expérience plutôt qu'un niveau académique plus élevé.

En français, comme c'est le cas en calcul, les résultats pourraient s'expliquer par le fait que les enseignants plus efficaces utiliseraient plus ou moins les fonctions d'enseignement selon le type de leçon et les caractéristiques des élèves. En plus, il nous est apparu important, dans la perspective de la thèse, d'explorer l'effet d'autres facteurs de réussite (ou d'échec) scolaire non pris en compte dans notre cadre opératoire et hypothèses de recherche.

Le chapitre 13 qui suit cherche à confirmer ou à infirmer la relation entre l'expérience des enseignants et les résultats des élèves en français et en calcul.

## **Chapitre 13 : L'expérience de l'enseignant et les résultats des élèves**

### **13.1. L'enseignant de français**

#### **13.1.1. Les élèves faibles ayant régressé**

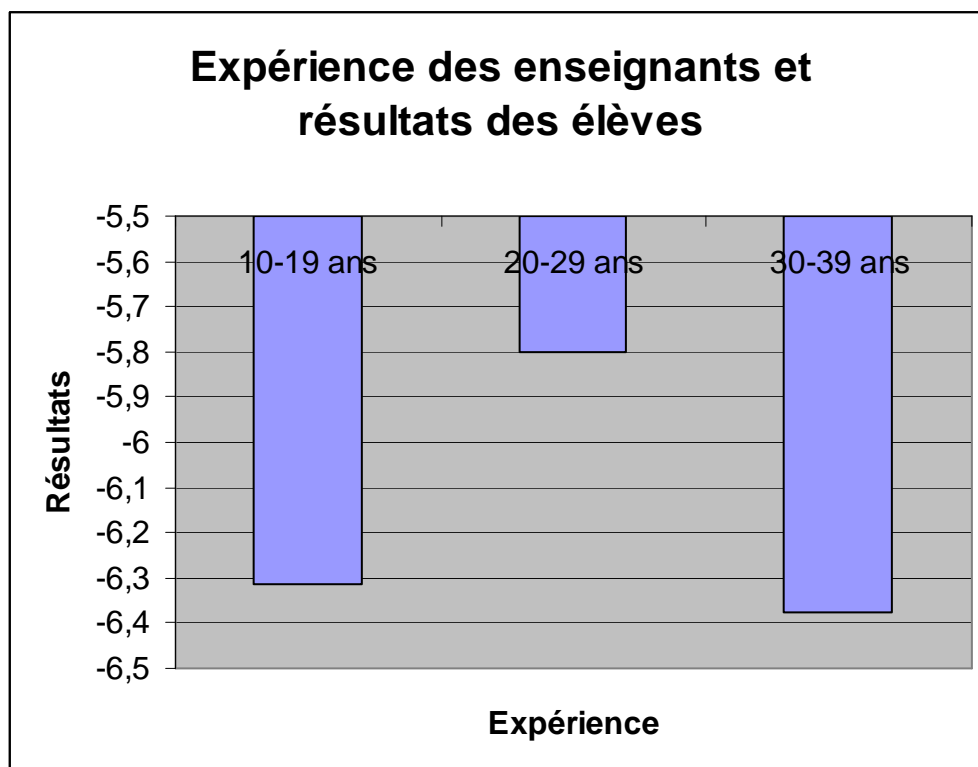
Le tableau 113 montre les pertes obtenues (sur 80) en français, par 85 élèves ayant des enseignants dont l'expérience est, soit 10-19 ans, soit 20-29 ans, soit 30-39 ans. Existe-t-il des différences de pertes de performances chez les élèves selon l'expérience de l'enseignant ?

**Tableau 113: Quelques indices statistiques en français selon l'expérience des enseignants**

Expérience des enseignants	Nombre d'élèves	Moyenne	Médiane	Variance	Ecart type
10-19 ans	16	-6,313	-6,75	16,7958	4,0983
20-29 ans	61	-5,803	-5	18,0273	4,2459
30-39 ans	8	-6,375	-6,5	14,2679	3,7773

Nous constatons que, pour les 3 niveaux d'expérience des enseignants de français, la perte moyenne la plus élevée des élèves est pour le niveau 30-39 ans, et la moins élevée pour le niveau 20-29 ans. Se situe en intermédiaire, le niveau 10-19 ans. Nous pouvons représenter graphiquement les pertes moyennes obtenues selon l'expérience des enseignants de français.

**Figure 26: Représentation graphique des gains moyens en français selon l'expérience des enseignants**



Cet aperçu descriptif (figure 26) indique que l'expérience 20-29 ans serait plus efficace que les autres niveaux d'expérience, mais nous aimerions connaître avec plus de précisions l'ampleur des différences.

L'expérience des enseignants rend compte de 0,32% de la dispersion des résultats des élèves, ce qui peut être considéré comme négligeable ( $0\% < \eta^2 < 4\%$ ).

**Question problème de recherche n°13.1.1 :** Existe-t-il une relation entre l'expérience de l'enseignant de français et résultats des élèves faibles ayant régressé?

**Hypothèse nulle n°13.1.1 :** Il n'existe pas de relation entre l'expérience de l'enseignant de français et les résultats des élèves faibles ayant régressé.

La mise en œuvre du test F de Fisher-Snedecor donne les résultats :  $F(2,82) = 0,139$  et la signification (bilatérale) =  $0,87 > 0,05$ . Le test est non significatif. Nous acceptons l'hypothèse nulle selon laquelle il n'existe pas de relation entre

l'expérience de l'enseignant de français et les résultats des élèves faibles ayant régressé.

Nos résultats ne sont pas significatifs. Il n'existe pas de relation entre l'expérience des enseignants de français et les résultats des élèves faibles ayant régressé.

Les coefficients de régression associés aux prédicteurs ne sont pas significatifs (tableau 3, 127).

L'analyse factorielle nous montre que l'imposition et la concrétisation sont reliées à la dimension 1 ; l'évaluation négative et l'affectivité positive, à la dimension 2 ; alors que le développement et l'évaluation positive sont reliés à la dimension 3 (tableau 36, p. 146).

Les résultats des deux tests (le test F de Fisher-Snedecor et la régression multiple) sont cohérents, toujours non significatifs, ce qui nous permet de dire que l'absence de relation entre l'expérience de l'enseignant de français et les résultats des élèves faibles ayant régressé peut être expliquée par le lien non significatif entre la diminution des résultats en français des élèves faibles, d'une part, et la combinaison des fonctions d'enseignement, d'autre part.

### **13.1.2. Les élèves faibles ayant progressé**

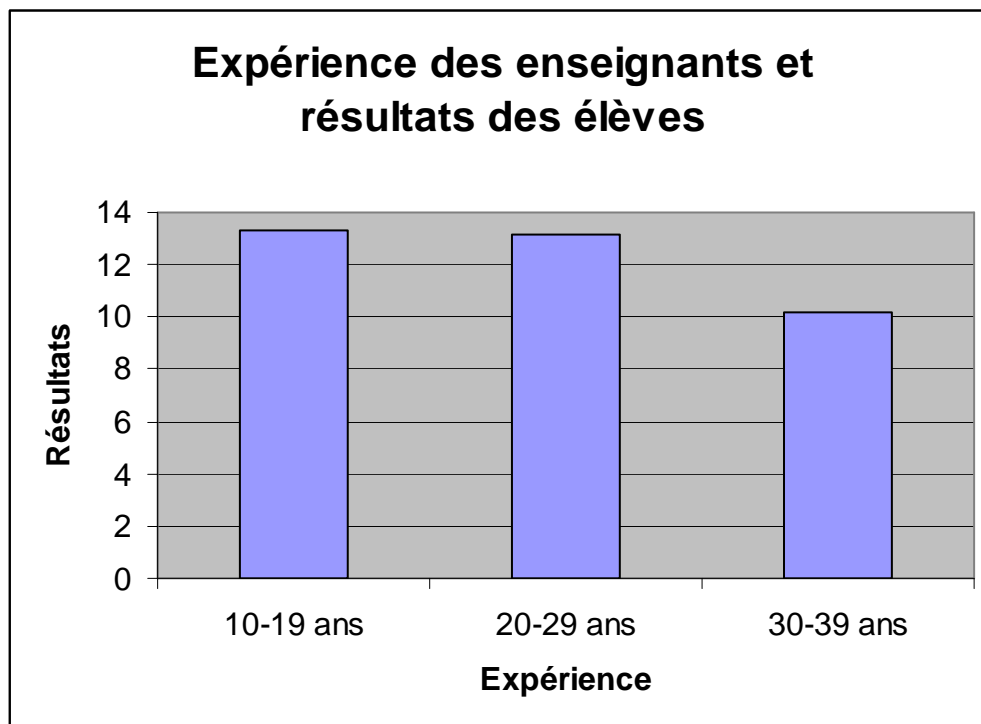
Le tableau 114 montre les gains obtenus (sur 80) en français, par 239 élèves faibles ayant des enseignants dont l'expérience est, soit 10-19 ans, soit 20-29 ans, soit 30-39 ans. Existe-t-il des différences de gains de performances chez les élèves faibles selon l'expérience de l'enseignant ?

**Tableau 114: Quelques indices statistiques en français selon l'expérience des enseignants**

Expérience des enseignants	Nombre d'élèves	Moyenne	Médiane	Variance	Ecart type
10-19 ans	76	13,283	13	72,9422	8,5406
20-29 ans	148	13,142	11,25	81,058	9,1683
30-39 ans	15	10,167	8,5	46,8452	6,8444

Nous constatons que, pour les trois niveaux d'expérience des enseignants, le gain moyen des performances le plus élevé des élèves faibles est pour le niveau 10-19 ans et le moins élevé pour le niveau 30-39 ans. Se situe en intermédiaire, le niveau 20-29 ans. Nous pouvons représenter graphiquement les gains moyens obtenus selon l'expérience des enseignants de français.

**Figure 27: Représentation graphique des gains moyens en français selon l'expérience des enseignants**



Cet aperçu descriptif (figure 27) indique que l'expérience 10-19 ans serait a priori plus efficace mais nous aimerions connaître avec plus de précisions l'ampleur des différences.

L'expérience des enseignants rend compte de 0,7% de la dispersion des gains en français des élèves faibles, ce qui peut être considéré comme négligeable ( $0\% < \eta^2$  inférieur à 4%).

**Question problème de recherche n°13.1.2 :** Existe-t-il une relation entre l'expérience de l'enseignant de français et les résultats des élèves faibles ayant progressé ?

**Hypothèse nulle n°13.1.2** : Il n'existe pas de relation entre l'expérience de l'enseignant de français et les résultats des élèves faibles ayant progressé.

La mise en œuvre du test F de Fisher-Snedecor donne les résultats suivants :  $F(2,236) = 0,827$  et la signification (bilatérale) =  $0,439 > 0,05$ . Le test est non significatif. Nous acceptons l'hypothèse nulle selon laquelle il n'existe pas de différence des résultats des élèves faibles ayant progressé selon le diplôme de l'enseignant de français.

Nos calculs montrent qu'il n'existe pas de différence significative entre les gains des élèves faibles en français selon l'expérience de leurs enseignants.

Nos résultats ne sont pas significatifs. Il n'existe pas de relation entre l'expérience des enseignants de français et les résultats des élèves faibles ayant progressé.

Les coefficients de régression associés à la personnalisation, à la concrétisation et à l'affectivité positive sont significatifs (tableau 5, p. 128).

L'analyse factorielle montre que le développement et l'évaluation positive sont reliés à la dimension 1 ; l'organisation et l'évaluation négative, à la dimension 2 ; l'imposition et la concrétisation, à la dimension 3 alors que l'affectivité positive et l'affectivité négative sont reliées à la dimension 4 (tableau 39, p. 149).

L'absence de relation entre l'expérience des enseignants de français et les résultats des élèves faibles ayant progressé peut être expliquée en considérant que l'effet positif de la personnalisation et de la concrétisation peut être neutralisé par l'effet négatif de l'affectivité positive.

### **13.1.3. Les élèves forts ayant régressé**

Le tableau 115 montre les pertes (sur 80) obtenues en français, par 146 élèves forts ayant des enseignants dont l'expérience est, soit 10-19 ans, soit 20-29



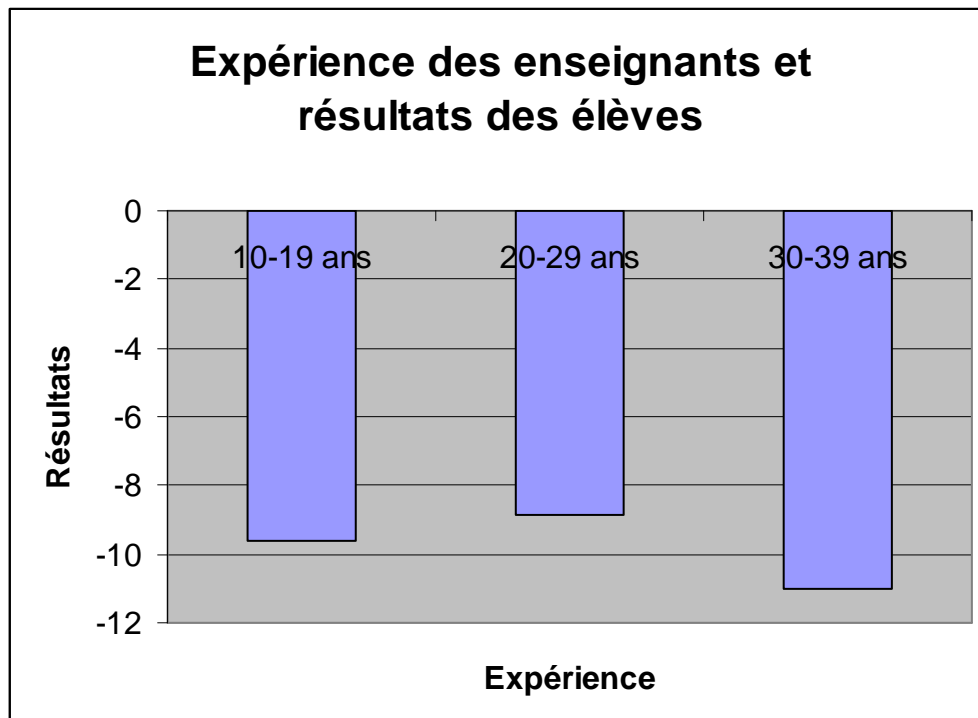
ans, soit 30-39 ans. Existe-t-il des différences des pertes des performances chez les élèves faibles selon l'expérience de l'enseignant ?

**Tableau 115: Quelques indices statistiques en français selon l'expérience des enseignants**

Expérience des enseignants	Nombre d'élèves	Moyenne	Médiane	Variance	Ecart type
10-19 ans	40	-9,59	-8,75	69,6702	8,3469
20-29 ans	89	-8,854	-7	44,8705	6,6985
30-39 ans	17	-11	-11,5	29,2813	5,4112

Nous constatons que, pour les trois niveaux d'expérience des enseignants de français, la perte moyenne la plus élevée des élèves forts est pour le niveau 30-39 ans, et la moins élevée pour le niveau 20-29 ans. Se situe en intermédiaire, le niveau 10-19 ans. Nous pouvons représenter graphiquement les pertes moyennes obtenues selon l'expérience des enseignants de français.

**Figure 28: Représentation graphique des gains moyens en français selon l'expérience des enseignants**



Cet aperçu descriptif (figure 28) indique que l'expérience 20-29 ans serait a priori plus efficace que les autres niveaux d'expérience, mais nous aimerions connaître avec plus de précisions l'ampleur des différences.

L'expérience des enseignants rend compte de 0,95% de la dispersion des pertes des résultats scolaires en français des élèves forts, ce qui peut être considéré comme négligeable ( $0\% < \eta^2$  inférieur à 4%).

**Question problème de recherche n°13.1.3 :** Existe-t-il une relation entre l'expérience de l'enseignant de français et les résultats des élèves forts ayant régressé ?

**Hypothèse nulle n°13.1.3 :** Il n'existe pas de relation entre l'expérience de l'enseignant de français et les résultats des élèves forts ayant régressé.

La mise en œuvre du test F de Fisher-Snedecor donne les résultats suivants :  $F(2,143) = 0,704$  et la signification (bilatérale) =  $0,497 > 0,05$ . Le test est non significatif. Nous acceptons l'hypothèse nulle selon laquelle il n'existe pas de différence significative de pertes de performances chez les élèves forts selon le diplôme de leurs enseignants de français.

Nos résultats ne sont pas significatifs. Il n'existe pas de relation entre l'expérience des enseignants de français et les résultats des élèves forts ayant régressé.

Les coefficients de régression associés à l'organisation, à l'imposition et à l'évaluation négative sont significatifs (tableau 7, p. 129).

L'analyse factorielle montre que l'organisation et l'évaluation négative sont reliées à la dimension 1 ; l'imposition et la concrétisation, à la dimension 2 alors que le développement et l'évaluation positive sont reliés à la dimension 3 (tableau 42, p. 152).

L'absence de relation entre l'expérience des enseignants de français et les résultats des élèves forts ayant régressé pourrait s'expliquer par la neutralisation de l'effet positif de l'organisation et l'imposition par l'effet négatif de l'évaluation négative.

### 13.1.4. Les élèves forts ayant progressé

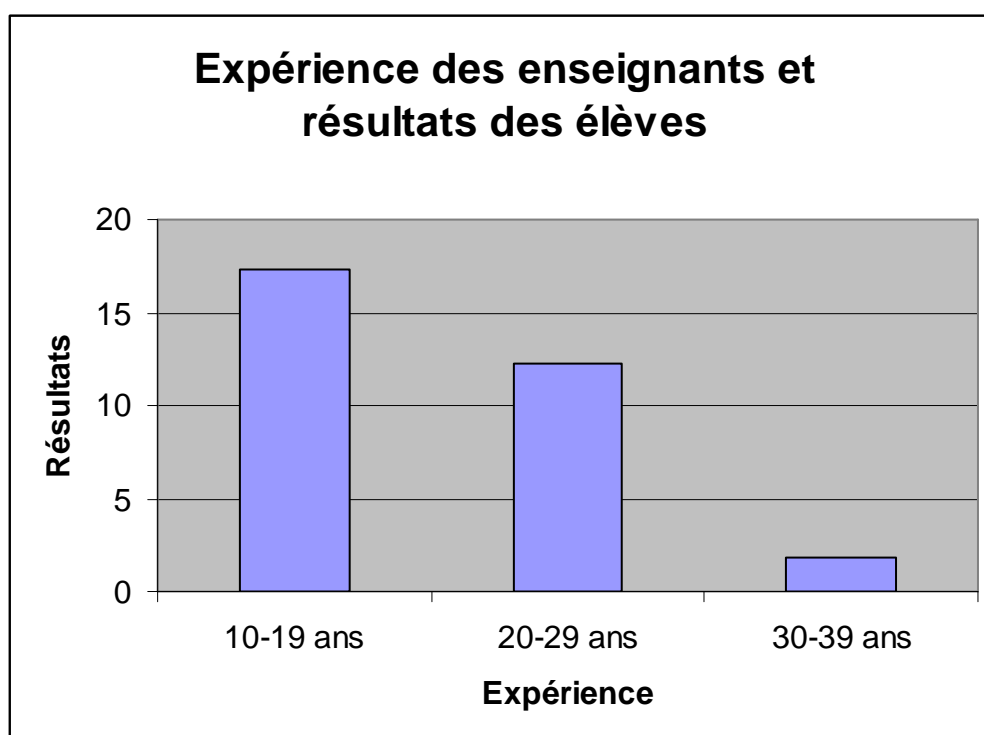
Le tableau 116 montre les gains obtenus (sur 80) en français, par 183 élèves forts ayant des enseignants dont l'expérience est, soit 10-19 ans, soit 20-29 ans, soit 30-39 ans. Existe-t-il des différences de gains chez les élèves forts selon l'expérience de l'enseignant ?

**Tableau 116: Quelques indices statistiques en français selon l'expérience des enseignants**

Expérience des enseignants	Nombre d'élèves	Moyenne	Médiane	Variance	Ecart type
10-19 ans	51	17,284	18,5	105,1525	10,2511
20-29 ans	128	12,23	10	90,9051	9,5344
30-39 ans	4	1,875	1,25	2,0625	1,4361

Nous constatons que, pour les trois niveaux d'expérience, le gain moyen le plus élevé est pour le niveau 10-19 ans, et le moins élevé pour 30-39 ans. Se situe en intermédiaire, le niveau 20-29 ans. Nous pouvons représenter graphiquement les gains moyens obtenus selon l'expérience des enseignants de français.

**Figure 29: Représentation graphique des gains moyens en français selon l'expérience des enseignants**



Cet aperçu descriptif (figure 29) indique que le niveau 10-19 ans serait a priori plus efficace que les autres niveaux d'expérience, mais nous aimerions connaître avec plus de précisions l'ampleur des différences.

L'expérience des enseignants rend compte de 7,98% de la dispersion des gains en français des élèves forts, ce qui peut être considéré comme intermédiaire ( $4\% < \eta^2$  inférieur à 16%).

**Question problème de recherche n°13.1.4 :** Existe-t-il une relation entre l'expérience de l'enseignant de français et les résultats des élèves forts ayant progressé ?

**Hypothèse nulle n°13.1.4 :** Il n'existe pas de relation entre l'expérience de l'enseignant de français et les résultats des élèves forts ayant progressé.

La mise en œuvre du test F de Fisher-Snedecor donne les résultats suivants :  $F(2,180) = 7,902$  et la signification (bilatérale) =  $0,001\% < 5\%$ . Le test est significatif. Nous rejetons l'hypothèse nulle et acceptons l'hypothèse alternative selon laquelle il existe des différences de gains chez les élèves forts selon l'expérience de leurs enseignants. Entre quels niveaux d'expérience ?

La méthode des comparaisons multiples de Bonferroni, au seuil de 5%, montre que les différences de gains moyens significatifs (tableau 117) se trouvent entre les niveaux d'expérience des enseignants de français suivants : entre 10-19 ans et 20-29 ans, et entre 10-19 ans et 30-39 ans.

**Tableau 117: Différence de gains moyens en français selon l'expérience des enseignants**

Expérience des enseignants (I)	Expérience des enseignants (J)	Différence de moyennes (I - J)	Signification
10-19 ans	20-29 ans	5,054(*)	0,006
	30-39 ans	15,409(*)	0,007
20-29 ans	30-39 ans	10,355	0,109

(\*)La différence de moyennes est significative au niveau 0,05.

Nos résultats sont significatifs. Il existe une relation entre l'expérience des enseignants de français et les résultats des élèves forts ayant progressé.

Les coefficients de régression associés à l'organisation, à la personnalisation, à l'évaluation négative, à l'affectivité positive et à l'affectivité négative sont significatifs (tableau 9, p. 130).

L'analyse factorielle montre que le développement et l'évaluation positive sont reliés à la dimension 1 ; l'organisation et l'évaluation négative, à la dimension 2 ; l'imposition et la concrétisation, à la dimension 3 alors que la personnalisation et l'affectivité positive sont reliées à la dimension 4 (tableau 45, p. 155).

Nos résultats nous permettent de penser que les enseignants efficaces, de niveau 10-19 ans d'expérience utiliseraient plus les fonctions d'organisation et de personnalisation, et moins de fonctions d'évaluation négative, d'affectivité positive et d'affectivité négative que ne font les enseignants non efficaces de niveau 20-29 ans ou 30-39 ans, ce qui influencerait positivement les résultats en français des élèves forts ayant progressé.

### 13.1.5. Les élèves nouveaux ayant régressé

Le tableau 118 montre les pertes obtenues (sur 80) en français, par 157 élèves nouveaux ayant des enseignants dont l'expérience est, soit 10-19 ans, soit 20-29 ans, soit 30-39 ans. Existe-t-il des différences de pertes chez les élèves nouveaux selon l'expérience de l'enseignant ?

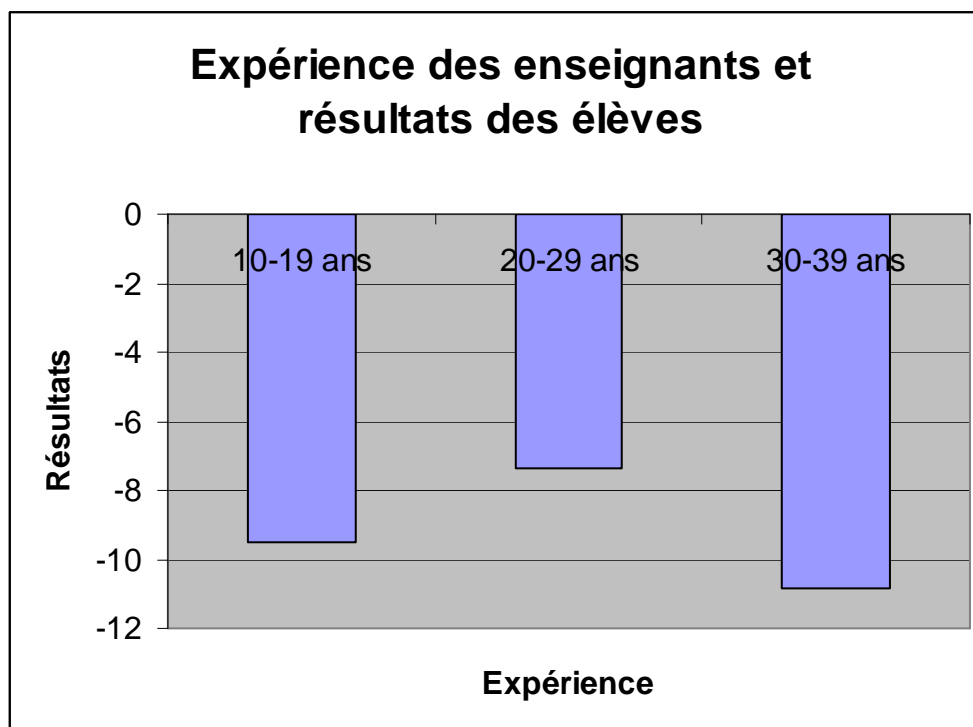
**Tableau 118: Quelques indices statistiques en français selon l'expérience des enseignants**

Expérience des enseignants	Nombre d'élèves	Moyenne	Médiane	Variance	Ecart type
10-19 ans	33	-9,518	-9	54,1859	7,3611
20-29 ans	110	-7,35	-6	34,0209	5,8327
30-39 ans	14	-10,857	-10,75	27,1703	5,2125

Nous constatons que, pour les 3 niveaux d'expérience des enseignants de français, la perte moyenne la plus élevée est pour le niveau 30-39 ans, et la moins élevée pour le niveau 20-29 ans. Se situe en intermédiaire le niveau 10-19 ans.

Nous pouvons représenter graphiquement les pertes moyennes obtenues selon l'expérience des enseignants de français.

**Figure 30: Représentation graphique des gains moyens en français selon l'expérience des enseignants**



Cet aperçu descriptif (figure 30) indique que le niveau 20-29 ans serait a priori plus efficace que les autres niveaux d'expérience, mais nous aimerions connaître avec plus de précision l'ampleur des différences.

L'expérience des enseignants rend compte de 3,82% de la dispersion des pertes en français des élèves nouveaux, ce qui peut être considéré comme négligeable ( $0\% < \eta^2$  inférieur à 4%).

**Question problème de recherche 13.1.5 :** Existe-t-il une relation entre l'expérience de l'enseignant de français et les résultats des élèves nouveaux ayant régressé ?

**Hypothèse nulle 13.1.5 :** Il n'existe pas de relation entre l'expérience de l'enseignant de français et les résultats des élèves nouveaux ayant régressé.

La mise en œuvre du test F de Fisher-Snedecor donne les résultats suivants :  $F(2,155) = 2,953$  et la signification (bilatérale) =  $0,055 > 0,05$ . Le test est non significatif. Nous acceptons l'hypothèse nulle selon laquelle il n'existe pas de différence de pertes de performances chez les élèves nouveaux selon l'expérience de leurs enseignants.

Nos résultats ne sont pas significatifs. Il n'existe pas de relation entre l'expérience de l'enseignant de français et les résultats des élèves nouveaux ayant régressé.

Les coefficients de régression associés à l'organisation et à l'évaluation négative sont significatifs (tableau 11, p. 131).

L'analyse factorielle montre que l'organisation et l'évaluation négative sont reliées à la dimension 1 ; le développement et l'évaluation positive, à la dimension 2 alors que l'imposition et la concrétisation sont reliées à la dimension 3 (tableau 48, p. 158).

L'absence de relation entre l'expérience des enseignants de français et les résultats des élèves nouveaux ayant régressé pourrait être expliquée par la neutralisation de l'effet positif de l'organisation par l'effet négatif de l'évaluation négative.

### 13.1.6. Les élèves nouveaux ayant progressé

Le tableau 119 montre les gains obtenus (sur 80) en français, par 260 élèves nouveaux ayant des enseignants dont l'expérience est, soit 10-19 ans, soit 20-29 ans, soit 30-39 ans. Existe-t-il des différences de gains de performances chez les élèves nouveaux selon l'expérience de l'enseignant ?

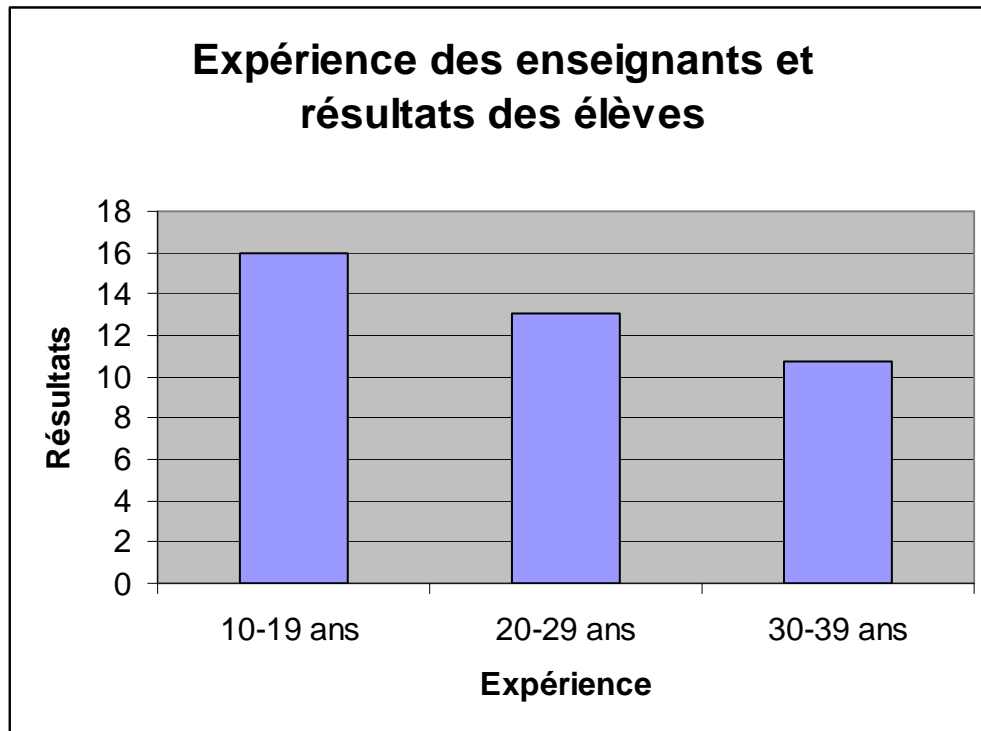
**Tableau 119: Quelques indices statistiques en français selon l'expérience des enseignants**

Expérience des enseignants	Nombre d'élèves	Moyenne	Médiane	Variance	Ecart type
10-19 ans	78	15,923	16,25	94,1758	9,7044
20-29 ans	171	13,067	11	91,8881	9,5858
30-39 ans	11	10,773	11,5	38,2682	6,1861

Nous constatons que, pour les 3 niveaux d'expérience des enseignants de français, le gain moyen de performance le plus élevé des élèves nouveaux est pour 10-19 ans, et le moins élevé pour le niveau 30-39 ans. Se situe en intermédiaire le niveau 20-29 ans.

Nous pouvons représenter graphiquement les gains moyens obtenus selon l'expérience des enseignants de français.

**Figure 31: Représentation graphique des gains moyens en français selon l'expérience des enseignants**



Cet aperçu descriptif (figure 31) indique que le niveau 10-19 ans serait a priori plus efficace que les autres niveaux d'expérience, mais nous aimerions connaître avec plus de précisions l'ampleur des différences. L'expérience des enseignants rend compte de 2,26% de la dispersion des gains en français des élèves nouveaux, ce qui peut être comme négligeable ( $0\% < \eta^2$  inférieur à 4%).

**Question problème de recherche 13.1.6 :** Existe-t-il une relation entre l'expérience de l'enseignant de français et les résultats des élèves nouveaux ayant progressé ?

**Hypothèse nulle 13.1.6 :** Il n'existe pas de relation entre l'expérience de l'enseignant de français et les résultats des élèves nouveaux ayant progressé.

La mise en œuvre du test F de Fisher-Snedecor donne les résultats suivants :  $F(2,257) = 3,006$  et la signification (bilatérale) =  $0,051 > 0,05$ . Le test est non significatif. Nous acceptons l'hypothèse nulle selon laquelle il n'existe pas de



différences de gains de performances chez les élèves nouveaux selon l'expérience de leurs enseignants de français.

Nos résultats ne sont pas significatifs. Il n'existe pas de relation entre l'expérience de l'enseignant de français et les résultats des élèves nouveaux ayant progressé.

Les coefficients de régression associés à l'imposition, au développement, à la personnalisation, à l'affectivité positive et à l'affectivité négative sont significatifs (tableau 13, p. 132).

L'analyse factorielle montre que le développement et l'évaluation positive sont reliés à la dimension 1 ; l'organisation et l'évaluation négative, à la dimension 2 ; l'imposition et la concrétisation, à la dimension 3 alors que l'affectivité positive et l'affectivité négative sont reliées à la dimension 4 (tableau 51, p. 160).

L'absence de relation entre l'expérience des enseignants de français et les résultats des élèves nouveaux ayant progressé pourrait être expliquée par la neutralisation de l'effet positif de la personnalisation par l'effet négatif de l'imposition, du développement, de l'affectivité positive et de l'affectivité négative.

### **13.1.7. Les élèves redoublants ayant régressé**

Le tableau 120 montre que les pertes des résultats obtenues (sur 80) en français, par 72 élèves redoublants ayant des enseignants dont l'expérience est, soit 10-19 ans, soit 20-29 ans, soit 30-39 ans. Existe-t-il des différences de pertes de performances chez les élèves redoublants ?

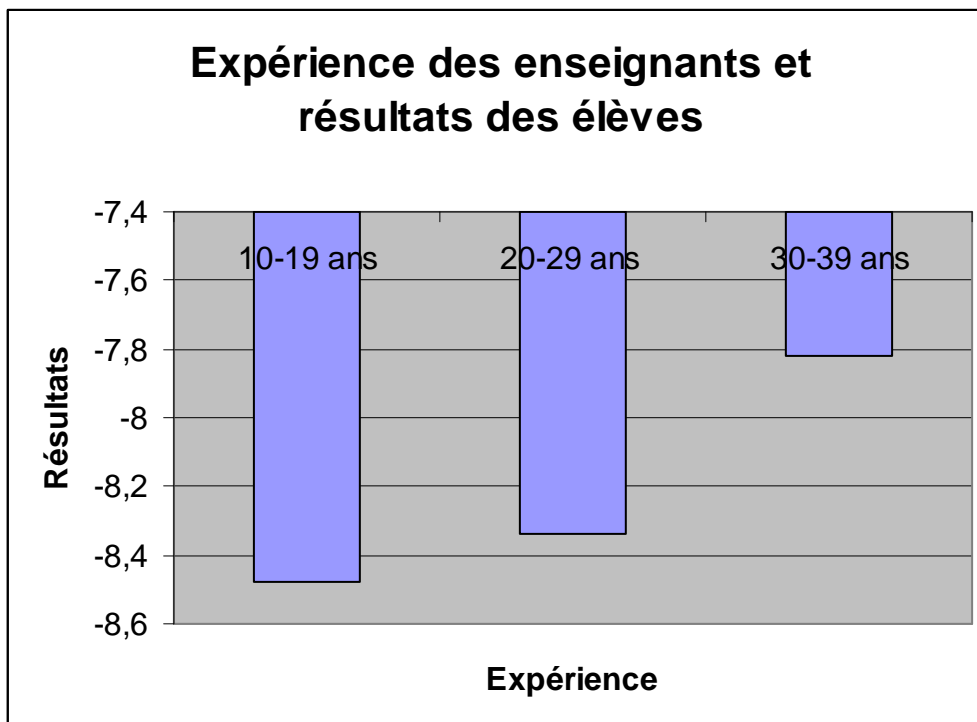
**Tableau 120: Quelques indices statistiques en français selon l'expérience des enseignants**

Expérience des enseignants	Nombre d'élèves	Moyenne	Médiane	Variance	Ecart type
10-19 ans	21	-8,476	-7	45,2369	6,7258
20-29 ans	40	-8,338	-6	41,7998	6,4653
30-39 ans	11	-7,818	-7,5	27,4636	5,2406

Nous constatons que, pour les trois niveaux d'expérience des enseignants de français, la perte de performance moyenne la plus élevée des élèves redoublants est pour le niveau 10-19 ans, et la moins élevée pour le niveau 30-39 ans. Se situe en intermédiaire le niveau 20-29 ans.

Nous pouvons représenter graphiquement les pertes moyennes obtenues selon l'expérience des enseignants de français.

**Figure 32: Représentation graphique des gains moyens en français selon l'expérience des enseignants**



Cet aperçu descriptif (figure 32) indique que le niveau 30-39 ans serait a priori plus efficace que les autres niveaux d'expérience, mais nous aimerions connaître avec plus de précisions l'ampleur des différences.

L'expérience des enseignants rend compte de 0,11% de la dispersion des pertes des résultats scolaires des élèves redoublants, ce qui peut être considéré comme négligeable ( $0\% < \eta^2$  inférieur à 4%).

**Question problème de recherche n°13.1.7 :** Existe-t-il une relation entre l'expérience des enseignants de français et les résultats des élèves redoublants ayant régressé ?

**Hypothèse nulle n°13.1.7** : Il n'existe pas de relation entre l'expérience des enseignants de français et les résultats des élèves redoublants ayant régressé.

La mise en œuvre du test F de Fisher-Snedecor donne les résultats suivants :  $F(2,69) = 0,04$  et la signification (bilatérale) =  $0,961 > 0,05$ . Le test n'est pas significatif. Nous acceptons l'hypothèse nulle selon laquelle il n'existe pas de différence de pertes de performances chez les élèves redoublants selon l'expérience de leurs enseignants de français.

Nos résultats ne sont pas significatifs. Il n'existe pas de relation entre l'expérience des enseignants de français et les résultats des élèves redoublants ayant régressé.

Tous les coefficients de régression associés aux prédicteurs ne sont pas significatifs (tableau 15, p. 134).

L'analyse factorielle montre que l'imposition et la concrétisation sont reliées à la dimension 1 ; l'évaluation négative et l'affectivité positive, à la dimension 2 alors que le développement et l'évaluation positive sont reliés à la dimension 3 (tableau 54, p. 163).

Les résultats des deux premiers tests (le test F de Fisher-Snedecor et la régression multiple) sont cohérents, toujours non significatifs, ce qui nous permet de dire que l'absence de relation entre l'expérience des enseignants de français et les résultats des élèves redoublants ayant régressé pourrait être due au lien non significatif entre la diminution des résultats en français des élèves redoublants, d'une part, et la combinaison des fonctions d'enseignement, d'autre part.

### 13.1.8. Les élèves redoublants ayant progressé

Le tableau 121 montre les gains obtenus (sur 80) en français, par 163 élèves redoublants ayant des enseignants dont l'expérience est, soit 10-19 ans, soit 20-29 ans, soit 30-39 ans.

Existe-t-il des différences de gains de performances chez les élèves redoublants selon l'expérience de l'enseignant ?

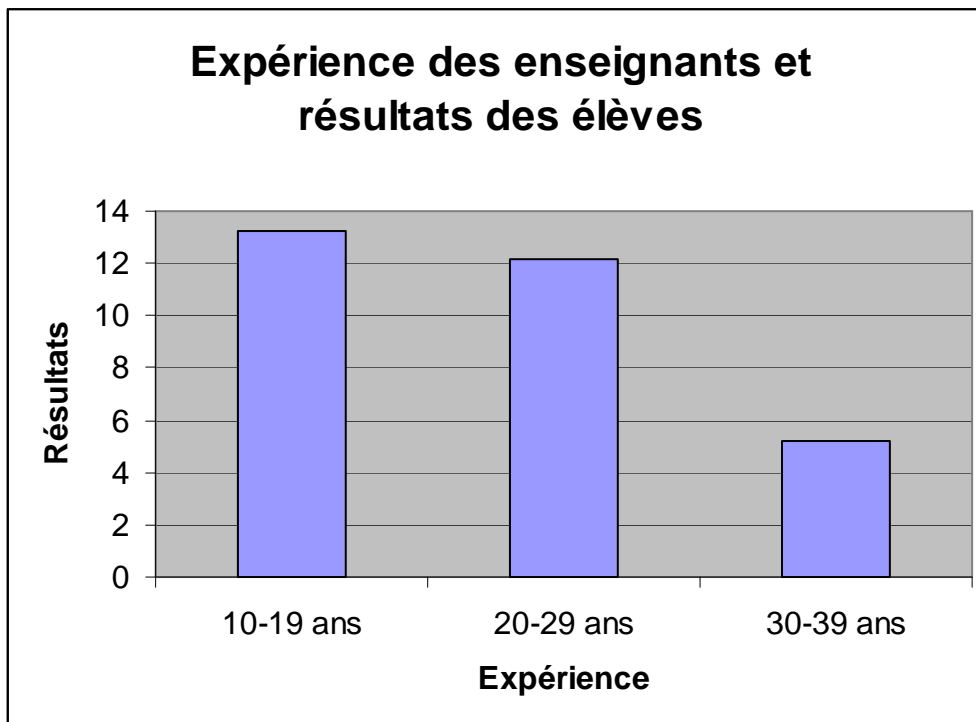
**Tableau 121: Quelques indices statistiques en français selon l'expérience des enseignants**

Expérience des enseignants	Nombre d'élèves	Moyenne	Médiane	Variance	Ecart type
10-19 ans	50	13,21	12	76,5826	8,7511
20-29 ans	105	12,152	10	79,6448	8,9244
30-39 ans	8	5,188	2,5	50,2813	7,0909

Nous constatons que, pour les trois niveaux d'expérience des enseignants de français, le gain moyen le plus élevé des élèves redoublants est pour le niveau 10-19 ans, et le moins élevé pour le niveau 30-39 ans. Se situe en intermédiaire le niveau 20-29 ans.

Nous pouvons représenter graphiquement les gains moyens obtenus selon l'expérience des enseignants.

**Figure 33: Représentation graphique des gains moyens en français selon l'expérience des enseignants**



Cet aperçu descriptif (figure 33) indique que le niveau 10-19 ans serait a priori plus efficace que les autres niveaux d'expérience mais nous aimerions connaître avec plus de précisions l'ampleur des différences.

L'expérience des enseignants rend compte de 3,52% de la dispersion des gains scolaires en français des élèves redoublants, ce qui peut être considéré comme négligeable ( $0\% < \eta^2$  inférieur à 4%).

**Question problème de recherche n°13.1.8 :** Existe-t-il une relation entre l'expérience de l'enseignant de français et les résultats des élèves redoublants ayant progressé ?

**Hypothèse nulle n°13.1.8 :** Il n'existe pas de relation entre l'expérience de l'enseignant de français et les résultats des élèves redoublants ayant progressé.

La mise en œuvre du test F de Fisher-Snedecor donne les résultats suivants :  $F(2,160) = 2,867$  et la signification (bilatérale) =  $0,06 > 0,05$ . Le test est non significatif. Nous acceptons l'hypothèse nulle selon laquelle il n'existe pas de

différence de gains de performances chez les élèves redoublants selon l'expérience de leurs enseignants de français.

Nos résultats ne sont pas significatifs. Il n'existe pas de relation entre l'expérience des enseignants de français et les résultats des élèves redoublants ayant progressé.

Les coefficients de régression associés à l'organisation, à la personnalisation, à l'évaluation négative et à l'affectivité positive sont significatifs (tableau 17, p. 135).

L'analyse factorielle montre que le développement et l'évaluation positive sont reliés à la dimension 1 ; l'imposition et la personnalisation, à la dimension 2 alors que l'organisation et l'évaluation négative sont reliées à la dimension 3 (tableau 57, p. 165).

L'absence de relation entre l'expérience des enseignants de français et les résultats des élèves redoublants ayant progressé pourrait être expliquée par la neutralisation de l'effet positif de l'organisation et de la personnalisation par l'effet négatif de l'évaluation négative et de l'affectivité positive.

En résumé, il n'existe pas de relation entre l'expérience des enseignants de français et les résultats des élèves faibles ayant régressé, les élèves faibles ayant progressé, les élèves forts ayant régressé, les élèves nouveaux ayant régressé, les élèves nouveaux ayant progressé, les élèves redoublants ayant régressé et les élèves redoublants ayant progressé. Par contre, il existe une relation entre l'expérience des enseignants de français et les résultats des élèves forts ayant progressé.

## 13.2. L'enseignant de calcul

### 13.2.1. Les élèves faibles ayant régressé

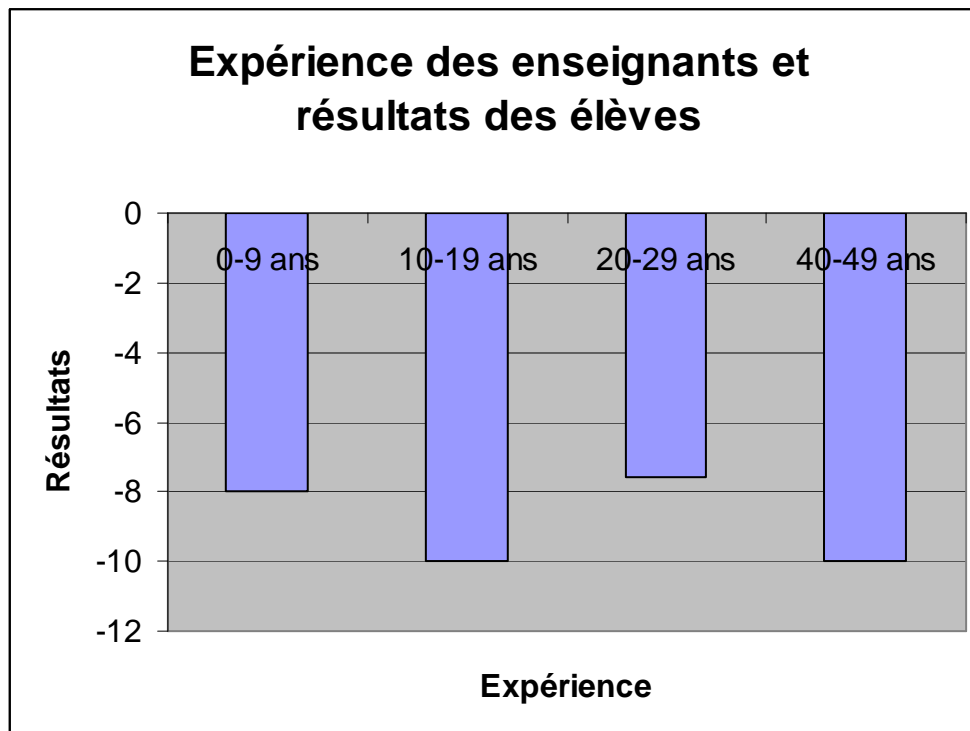
Le tableau 122 montre les pertes obtenues (sur 70) en calcul, par 102 élèves ayant des enseignants dont l'expérience est, soit 0-9 ans, soit 10-19 ans, soit 20-29 ans, soit 30-39 ans, soit 40-49 ans. Existe-t-il des différences de pertes de performances chez les élèves selon l'expérience de l'enseignant ?

**Tableau 122: Quelques indices statistiques en calcul selon l'expérience des enseignants**

Expérience des enseignants	Nombre d'élèves	Moyenne	Médiane	Variance	Ecart type
0-9 ans	35	-7,971	-10	5,8521	2,4191
10-19 ans	28	-10	-10	0	0
20-29 ans	26	-7,577	-5	3,2022	10,2538
40-49 ans	13	-10	-10	0	0

Nous constatons que, pour les 4 niveaux d'expérience des enseignants de calcul, la perte moyenne la plus élevée des élèves est pour les niveaux 10-19 ans et 40-49 ans, et la moins élevée pour le niveau 20-29 ans. Se situe en intermédiaire, le niveau 0-9 ans. Nous pouvons représenter graphiquement les pertes moyennes obtenues selon l'expérience des enseignants de calcul.

**Figure 34: Représentation graphique des gains moyens en calcul selon l'expérience des enseignants**



Cet aperçu descriptif (figure 34) indique que l'expérience 20-29 serait a priori plus efficace que les autres niveaux d'expérience, mais nous aimerions connaître avec plus de précisions l'ampleur des différences.

L'expérience des enseignants rend compte de 29,52% de la dispersion des résultats des élèves, ce qui peut être considéré comme notable ( $\eta^2 > 16\%$ ).

**Question problème de recherche n°13.2.1 :** Existe-t-il une relation entre l'expérience de l'enseignant de français et les résultats des élèves faibles ayant régressé?

**Hypothèse nulle n°13.2.1 :** Il n'existe pas de relation entre l'expérience de l'enseignant de français et les résultats des élèves faibles ayant régressé.

La mise en œuvre du test F de Fisher-Snedecor donne les résultats suivants :  $F(3,98) = 8,656$  et la signification (bilatérale) =  $0 < 0,05$ . Le test est significatif. Nous rejetons l'hypothèse nulle et acceptons l'hypothèse alternative selon laquelle il existe des différences des résultats des élèves faibles ayant régressé selon l'expérience de l'enseignant de calcul. Entre quelles expériences ?



La méthode des comparaisons multiples de Bonferroni, au seuil de 5%, montre que les différences des pertes moyennes significatives (tableau 123) se trouvent entre les expériences des enseignants de calcul suivantes : entre 0-9 ans et 10-19 ans, entre 0-9 ans et 40-49 ans, entre 10-19 ans et 20-29 ans, et entre 20-29 ans et 40-49 ans.

**Tableau 123: Différence de gains moyens en calcul selon l'expérience des enseignants**

Expérience des enseignants (I)	Expérience des enseignants (J)	Différence de moyennes (I – J)	Signification
0-9 ans	10-19 ans	2,029(*)	0,002
	20-29 ans	-0,395	1,000
	40-49 ans	2,029(*)	0,028
10-19 ans	20-29 ans	-2,423(*)	0,000
	40-49 ans	0,000	1,000
20-29 ans	40-49 ans	2,423(*)	0,008

(\*)La différence de moyennes est significative au niveau 0,05.

Nos résultats sont significatifs. Il existe une relation entre le diplôme de l'enseignant de français et les résultats des élèves faibles qui ont progressé.

Les coefficients de régression associés à l'organisation, à l'imposition, à la personnalisation, à l'évaluation positive, à la concrétisation et à l'affectivité négative sont significatifs (tableau 19, p. 136).

L'analyse factorielle montre que l'organisation et l'imposition sont reliées à la dimension 1 ; l'évaluation négative et l'affectivité négative, à la dimension 2 alors que la personnalisation et la concrétisation sont reliées à la dimension 3 (tableau 60, p. 168).

Dans notre recherche, les élèves faibles qui régressent moins que les autres en calcul ont des enseignants efficaces (de niveaux 10-19 ans et 40-49 ans d'expérience) qui utilisent plus les fonctions d'organisation, de personnalisation, d'évaluation positive et d'affectivité positive, et moins les fonctions d'imposition, de concrétisation et d'affectivité négative.

### 13.2.2. Les élèves faibles ayant progressé

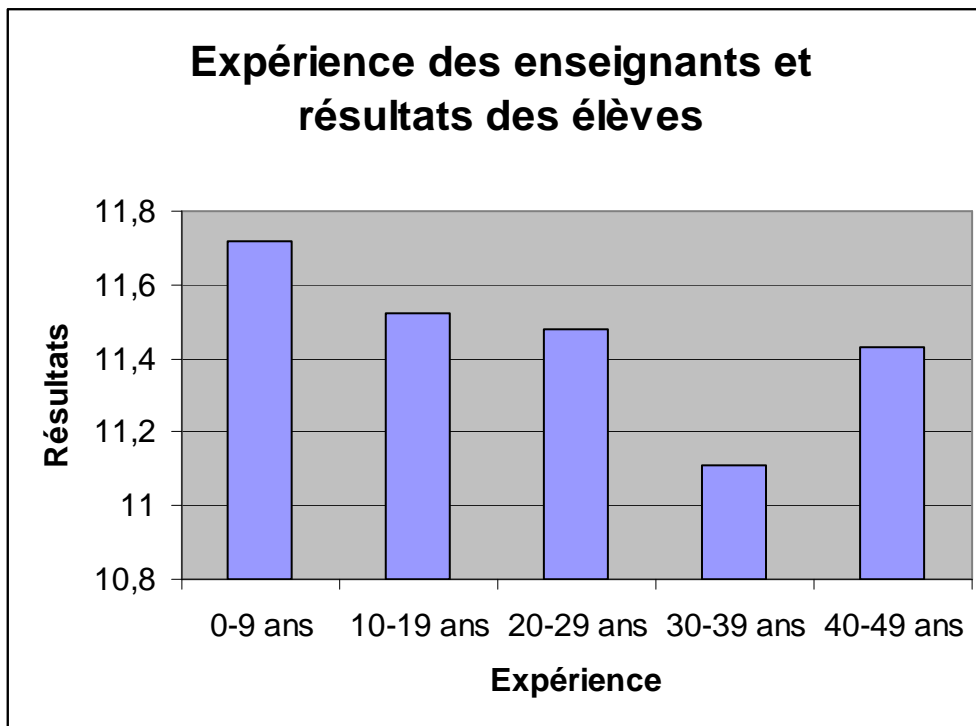
Le tableau 124 montre les gains obtenus (sur 70) en calcul, par 112 élèves faibles ayant des enseignants dont l'expérience est, soit 0-9 ans, soit 10-19 ans, soit 20-29 ans, soit 30-39 ans, soit 40-49 ans. Existe-t-il des différences de gains de performances chez les élèves faibles selon l'expérience de l'enseignant ?

**Tableau 124: Quelques indices statistiques en calcul selon l'expérience des enseignants**

Expérience des enseignants	Nombre d'élèves	Moyenne	Médiane	Variance	Ecart type
0-9 ans	48	11,719	10	50,0096	7,0717
10-19 ans	23	11,522	10	12,3518	3,5145
20-29 ans	25	11,48	10	36,8433	6,0699
30-39 ans	9	11,111	10	11,1111	3,3333
40-49 ans	7	11,429	10	14,2857	3,7796

Nous constatons que, pour les 5 niveaux d'expérience, le gain moyen des performances le plus élevé des élèves faibles est pour le niveau 0-9 ans et le moins élevé pour le niveau 30-39. Se situent en intermédiaires, par ordre de mérite décroissant, les niveaux 10-19 ans, 20-29 ans et 40-49 ans. Nous pouvons représenter graphiquement les gains moyens obtenus selon l'expérience des enseignants de français.

**Figure 35: Représentation graphique des gains moyens en calcul selon l'expérience des enseignants**



Cet aperçu descriptif (figure 35) indique que l'expérience 0-9 ans serait a priori plus efficace mais nous aimerions connaître avec plus de précisions l'ampleur des différences.

L'expérience des enseignants rend compte de 0,09% de la dispersion des gains en calcul des élèves faibles, ce qui peut être considéré comme négligeable ( $0\% < \eta^2$  inférieur à 4%).

**Question problème de recherche n°13.2.2 :** Existe-t-il une relation entre l'expérience de l'enseignant de calcul et les résultats des élèves faibles ayant progressé ?

**Hypothèse nulle n°13.2.2 :** Il n'existe pas de relation entre l'expérience de l'enseignant de calcul et les résultats des élèves faibles ayant progressé.

La mise en œuvre du test F de Fisher-Snedecor donne les résultats suivants :  $F(4,107) = 0,024$  et la signification (bilatérale) =  $0,999 > 0,05$ . Le test est non significatif. Nous rejetons l'hypothèse nulle et acceptons l'hypothèse alternative selon

laquelle il n'existe pas de différences des résultats des élèves faibles ayant progressé selon l'expérience de l'enseignant de français.

Nos résultats ne sont pas significatifs. Il n'existe pas de relation entre l'expérience de l'enseignant de calcul et les résultats des élèves faibles qui ont progressé.

Les coefficients de régression associés aux prédicteurs ne sont pas significatifs (tableau 21, p. 138).

L'analyse factorielle montre que l'imposition et le développement sont reliés à la dimension 1 ; la personnalisation et l'affectivité négative, à la dimension 2 ; l'évaluation négative et l'affectivité positive, à la dimension 3 alors que l'évaluation négative sont reliée à la dimension 4 (tableau 63, p. 171).

Les résultats des deux premiers tests (le test F de Fisher-Snedecor et la régression multiple) sont cohérents, toujours non significatifs, ce qui nous permet de dire que l'absence de relation entre l'expérience des enseignants de calcul et les résultats des élèves qui ont progressé peut être expliquée par le lien non significatif entre l'augmentation des résultats en calcul des élèves faibles, d'une part, et la combinaison des fonctions d'enseignement, d'autre part.

### 12.2.3. Les élèves forts ayant régressé

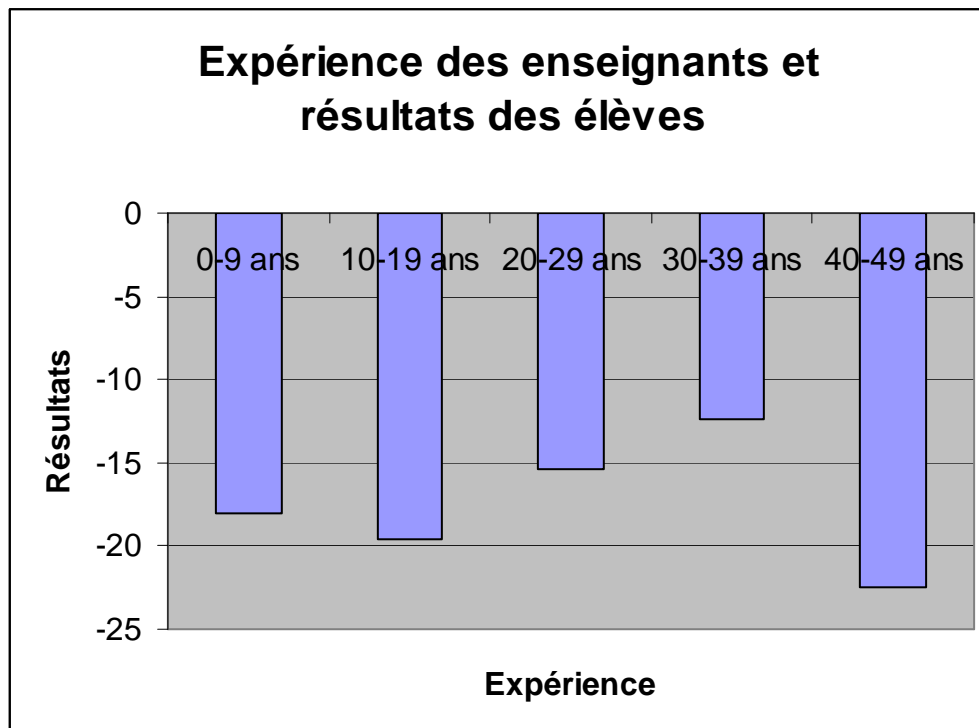
Le tableau 125 montre les pertes (sur 70) obtenues en calcul, par 240 élèves forts ayant des enseignants dont l'expérience est, soit 0-9 ans, soit 10-19 ans, soit 20-29 ans, soit 30-39 ans, soit 40-49 ans. Existe-t-il des différences des pertes des performances chez les élèves faibles selon l'expérience de l'enseignant ?

**Tableau 125: Quelques indices statistiques en calcul selon l'expérience des enseignants**

Expérience des enseignants	Nombre d'élèves	Moyenne	Médiane	Variance	Ecart type
0-9 ans	59	-18,051	-15,5	115,4025	10,7426
10-19 ans	77	-19,584	-20	89,2724	9,4484
20-29 ans	72	-15,424	-15	69,1032	8,3128
30-39 ans	15	-12,333	-10	24,5238	4,9522
40-49 ans	17	-22,529	-20	79,3897	8,9101

Nous constatons que, pour les cinq niveaux d'expérience de calcul, la perte moyenne la plus élevée des élèves forts est pour le niveau 40-49 ans, et la moins élevée pour le niveau 30-39 ans. Se situe en intermédiaires, par ordre de mérite décroissant, les niveaux 10-19 ans, 0-9 ans et 20-29 ans. Nous pouvons représenter graphiquement les pertes moyennes obtenues selon l'expérience des enseignants de calcul.

**Figure 36: Représentation graphique des gains moyens en calcul selon l'expérience des enseignants**



Cet aperçu descriptif (figure 36) indique que le niveau 30-39 ans serait a priori plus efficace que les autres niveaux d'expérience, mais nous aimerions connaître avec plus de précisions l'ampleur des différences.

L'expérience des enseignants rend compte de 6,78% de la dispersion des pertes des résultats scolaires en calcul des élèves forts, ce qui peut être considéré comme intermédiaire ( $4\% < \eta^2$  inférieur à 16%).

**Question problème de recherche n°13.2.3 :** Existe-t-il une relation entre l'expérience de l'enseignant de calcul et les résultats des élèves forts ayant régressé ?

**Hypothèse nulle n°13.2.3 :** Il n'existe pas de relation entre l'expérience de l'enseignant de calcul et les résultats des élèves forts ayant régressé.

La mise en œuvre du test F de Fisher-Snedecor donne les résultats suivants :  $F(4,235) = 4,355$  et la signification (bilatérale) =  $0,002 < 0,05$ . Le test est significatif. Nous rejetons l'hypothèse nulle et nous acceptons l'hypothèse alternative selon laquelle il existe des différences de pertes de performances chez les élèves forts

selon l'expérience de leurs enseignants de calcul. Entre quels niveaux d'expérience ?

La méthode des comparaisons multiples de Bonferroni, au seuil de 5%, montre que les différences des pertes moyennes significatives (tableau 126) se trouvent entre 20-29 ans et 40-49 ans, et entre 30-39 ans et 40-49 ans.

**Tableau 126: Différence de gains moyens en calcul selon l'expérience des enseignants**

Expérience des enseignants (I)	Expérience des enseignants (J)	Différence de moyennes (I – J)	Signification
0-9 ans	10-19 ans	1,534	1,000
	20-29 ans	-2,627	1,000
	30-39 ans	-5,718	0,331
	40-49 ans	4,479	0,791
10-19 ans	20-29 ans	-4,161	0,064
	30-39 ans	-7,251	0,058
	40-49 ans	2,945	1,000
20-29 ans	30-39 ans	-3,090	1,000
	40-49 ans	7,106(*)	0,047
30-39 ans	40-49 ans	10,196(*)	0,020

(\*)La différence de moyennes est significative au niveau 0,05.

Nos résultats sont significatifs. Il existe une relation entre l'expérience des enseignants de calcul et les résultats des élèves forts ayant régressé.

Les coefficients de régression associés aux prédicteurs ne sont pas significatifs (tableau 23, p. 139).

L'analyse factorielle montre que l'imposition et l'évaluation positive sont reliées à la dimension 1 ; la concrétisation et l'affectivité négative, à la dimension 2 ; l'évaluation négative et l'affectivité positive, à la dimension 3 alors que l'organisation et le développement sont reliés à la dimension 4 (tableau 66, p. 174).

Nous avons pu constater que, dans notre recherche, les élèves forts dont les enseignants ont le niveau d'expérience de 20-29 ans, comme ceux de niveau 30-39 ans, obtiennent des pertes moins élevées en calcul que ceux dont les enseignants ont le niveau 40-49 ans. Ceci pourrait s'expliquer par des facteurs de réussite non

pris en compte dans notre cadre opératoire et nos hypothèses de recherche, ce qui suggère ainsi des perspectives des recherches ultérieures.

#### **13.2.4. Les élèves forts ayant progressé**

Le tableau 127 montre les gains obtenus (sur 70) en calcul, par 37 élèves forts ayant des enseignants dont l'expérience est, soit 0-9 ans, soit 10-20 ans, soit 20-29 ans. Existe-t-il des différences de gains chez les élèves forts selon l'expérience de l'enseignant ?

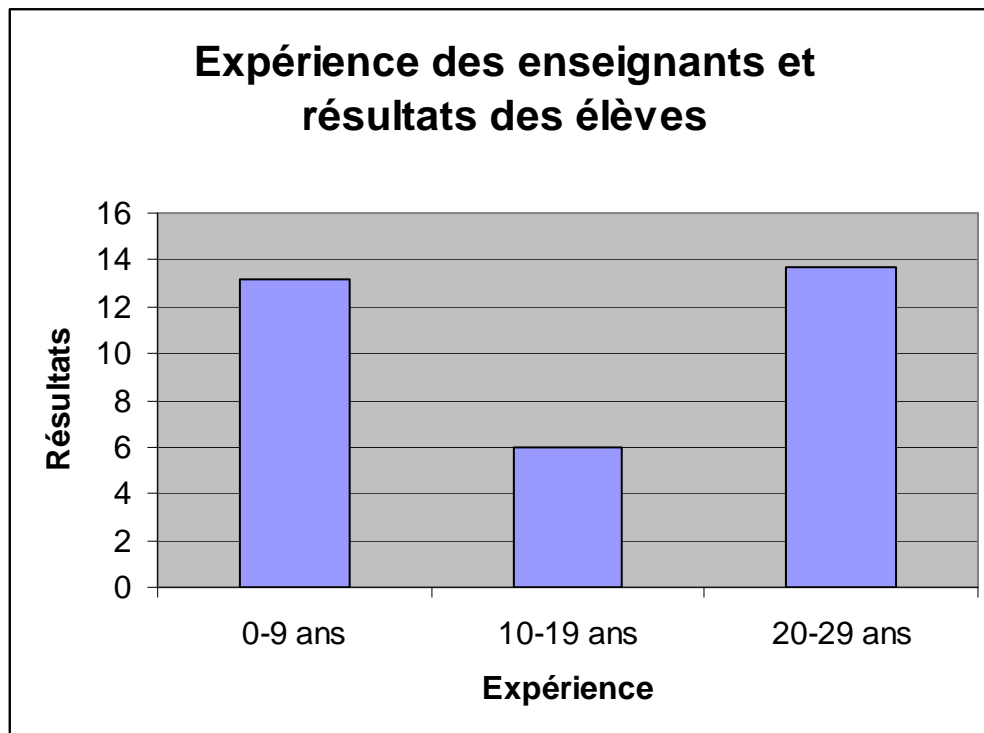
**Tableau 127: Quelques indices statistiques en calcul selon l'expérience des enseignants**

Expérience des enseignants	Nombre d'élèves	Moyenne	Médiane	Variance	Ecart type
0-9 ans	14	13,214	12,5	82,1813	9,0654
10-19 ans	5	6	8	14	3,7417
20-29 ans	18	13,694	12	72,1511	8,4942

Nous constatons que, pour les trois niveaux d'expérience, le gain moyen le plus élevé est pour le niveau 20-29 ans, et le moins élevé pour 10-19 ans. Se situe en intermédiaire, le niveau 0-9 ans. Nous pouvons représenter graphiquement les gains moyens obtenus selon l'expérience des enseignants de calcul.



**Figure 37: Représentation graphique des gains moyens en calcul selon l'expérience des enseignants**



Cet aperçu descriptif (figure 37) indique que le niveau 20-29 ans serait a priori plus efficace que les autres niveaux d'expérience, mais nous aimerions connaître avec plus de précisions l'ampleur des différences.

L'expérience des enseignants rend compte de 8,83% de la dispersion des gains en calcul des élèves forts, ce qui peut être considéré comme intermédiaire ( $4\% < \eta^2$  inférieur à 16%).

**Question problème de recherche n°13.2.4 :** Existe-t-il une relation entre l'expérience de l'enseignant de calcul et les résultats des élèves forts ayant progressé ?

**Hypothèse nulle n°13.2.4 :** Il n'existe pas de relation entre l'expérience de l'enseignant de calcul et les résultats des élèves forts ayant progressé.

La mise en œuvre du test F de Fisher-Snedecor donne les résultats suivants :  $F(2,34) = 1,765$  et la signification (bilatérale) =  $0,178\% > 5\%$ . Le test est non significatif. Nous acceptons l'hypothèse nulle selon laquelle il n'existe pas de différences de gains chez les élèves forts selon l'expérience de leurs enseignants.

Nos résultats ne sont pas significatifs. Il n'existe pas de relation entre l'expérience des enseignants de calcul et les résultats des élèves forts ayant progressé.

Le coefficient de régression associé à l'évaluation négative est significatif (tableau 25, p. 140).

L'analyse factorielle montre que la personnalisation et l'évaluation positive sont reliées à la dimension 1 ; l'évaluation négative et l'affectivité positive, à la dimension 2 alors que l'organisation et l'imposition sont reliées à la dimension 3 (tableau 69, p. 177).

L'absence de relation entre l'expérience des enseignants de calcul et les résultats des élèves forts ayant progressé peut être expliquée par la neutralisation de l'effet positif de l'évaluation négative par l'effet négatif des facteurs d'échec non pris en compte dans notre cadre opératoire et hypothèses de recherche, ce qui suggère ainsi des perspectives des recherches ultérieures.

### 13.2.5. Les élèves nouveaux ayant régressé

Le tableau 129 montre les pertes obtenues (sur 70) en calcul, par 204 élèves nouveaux ayant des enseignants dont l'expérience est, soit 0-9 ans, soit 10-19 ans, soit 20-29 ans, soit 30-39 ans, soit 40-49 ans. Existe-t-il des différences de pertes chez les élèves nouveaux selon l'expérience de l'enseignant ?

**Tableau 129: Quelques indices statistiques en calcul selon l'expérience des enseignants**

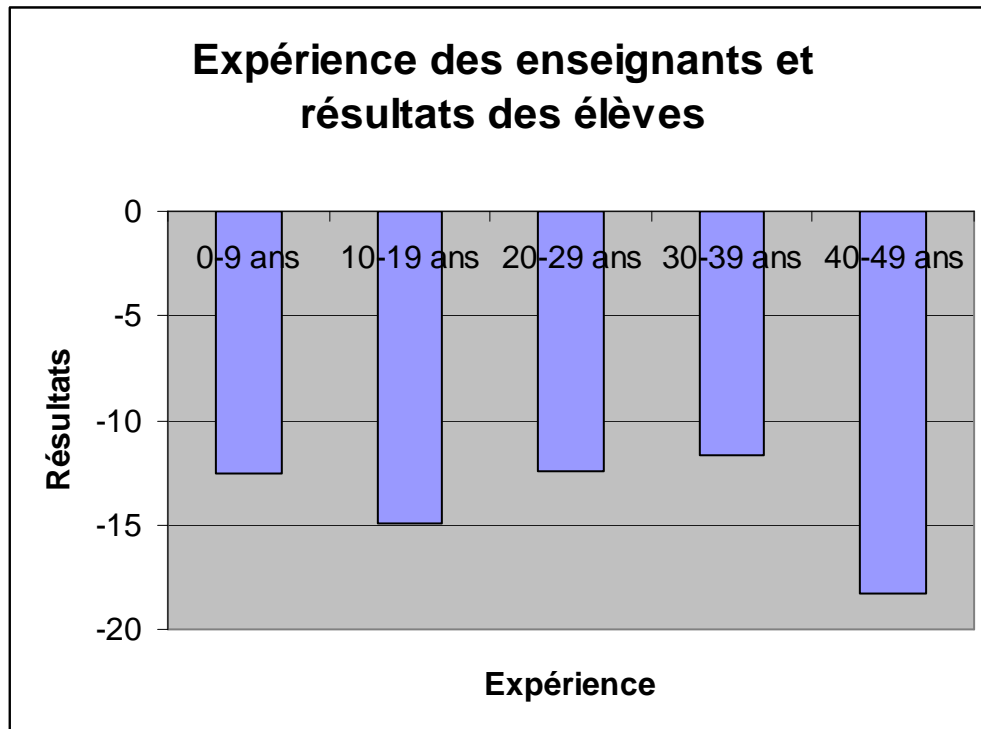
Expérience des enseignants	Nombre d'élèves	Moyenne	Médiane	Variance	Ecart type
0-9 ans	58	-12,526	-10	85,8107	9,2634
10-19 ans	48	-14,917	-10	58,5035	7,6488
20-29 ans	69	-12,42	-10	55,8943	7,4762
30-39 ans	9	-11,667	-10	25	5
40-49 ans	20	-18,25	-10	103,3553	10,1664

Nous constatons que, pour les 5 niveaux d'expérience des enseignants de calcul, la perte moyenne la plus élevée est pour le niveau 40-49 ans, et la moins

élevée pour le niveau 30-39 ans. Se situent en intermédiaires, par ordre de mérite décroissant, les niveaux, 10-19 ans, 0-9 ans et 20-29 ans.

Nous pouvons représenter graphiquement les pertes moyennes obtenues selon l'expérience des enseignants de calcul.

**Figure 38: Représentation graphique des gains moyens en calcul selon l'expérience des enseignants**



Cet aperçu descriptif (figure 38) indique que le niveau 30-39 ans serait a priori plus efficace que les autres niveaux d'expérience, mais nous aimerions connaître avec plus de précision l'ampleur des différences.

L'expérience des enseignants rend compte de 4,86% de la dispersion des pertes en calcul des élèves nouveaux, ce qui peut être considéré comme intermédiaire ( $4\% < \eta^2$  inférieur à 16%).

**Question problème de recherche n°13.2.5 :** Existe-t-il une relation entre l'expérience de l'enseignant de calcul et les résultats des élèves nouveaux ayant régressé ?

**Hypothèse nulle n°13.2.5 :** Il n'existe pas de relation entre l'expérience de l'enseignant de calcul et les résultats des élèves nouveaux ayant régressé.

La mise en œuvre du test F de Fisher-Snedecor donne les résultats suivants :  $F(4,199) = 2,604$  et la signification (bilatérale) =  $0,037 < 0,05$ . Le test est significatif. Nous rejetons l'hypothèse nulle et acceptons l'hypothèse alternative selon laquelle il existe des différences de pertes de performances chez les élèves nouveaux selon l'expérience de leurs enseignants. Entre quels niveaux d'expérience ? La méthode des comparaisons multiples de Bonferroni (tableau 130), au seuil de 5%, montre qu'il n'existe pas de différences significatives entre les pertes moyennes des élèves nouveaux selon la qualification académique des enseignants de français.

**Tableau 130: Différence de gains moyens en calcul selon l'expérience des enseignants**

Expérience des enseignants (I)	Expérience des enseignants (J)	Différence de moyennes (I – J)	Signification
0-9 ans	10-19 ans	2,391	1,000
	20-29 ans	-0,106	1,000
	30-39 ans	-0,859	1,000
	40-49 ans	5,724	0,082
10-19 ans	20-29 ans	-2,496	1,000
	30-39 ans	-3,250	1,000
	40-49 ans	3,333	1,000
20-29 ans	30-39 ans	-0,754	1,000
	40-49 ans	5,830	0,060
30-39 ans	40-49 ans	6,583	0,487

Les résultats de ces deux tests ne sont pas cohérents (le premier est significatif, alors que le second est non significatif). Ils ne permettent donc pas de conclure à l'existence d'une différence parente, entre l'expérience des enseignants de calcul, deux à deux, du point de vue des pertes moyennes des résultats.

Nos résultats ne sont pas significatifs. Il n'existe pas de relation entre l'expérience de l'enseignant de calcul et les résultats des élèves nouveaux ayant régressé.

Le coefficient de régression associé à l'organisation est significatif (tableau 27, p. 141).

L'analyse factorielle montre que le développement et l'évaluation positive sont reliés à la dimension 1 ; la personnalisation et la concrétisation, à la dimension 2

alors que l'évaluation négative et l'affectivité négative sont reliées à la dimension 3 (tableau 72, p. 179).

L'absence de relation entre l'expérience des enseignants de calcul et les résultats des élèves nouveaux ayant régressé peut être expliquée par la neutralisation de l'effet positif de l'organisation par l'effet négatif des facteurs d'échec non pris en compte dans notre cadre opératoire et hypothèse de recherche, ce qui suggère ainsi les perspectives des recherches ultérieures.

### 13.2.6. Les élèves nouveaux ayant progressé

Le tableau 131 montre les gains obtenus (sur 70) en calcul, par 89 élèves nouveaux ayant des enseignants dont l'expérience est, soit 0-9 ans, soit 10-19 ans, soit 20-29 ans, soit 30-39 ans, soit 40-49 ans. Existe-t-il des différences de gains de performances chez les élèves nouveaux selon l'expérience de l'enseignant ?

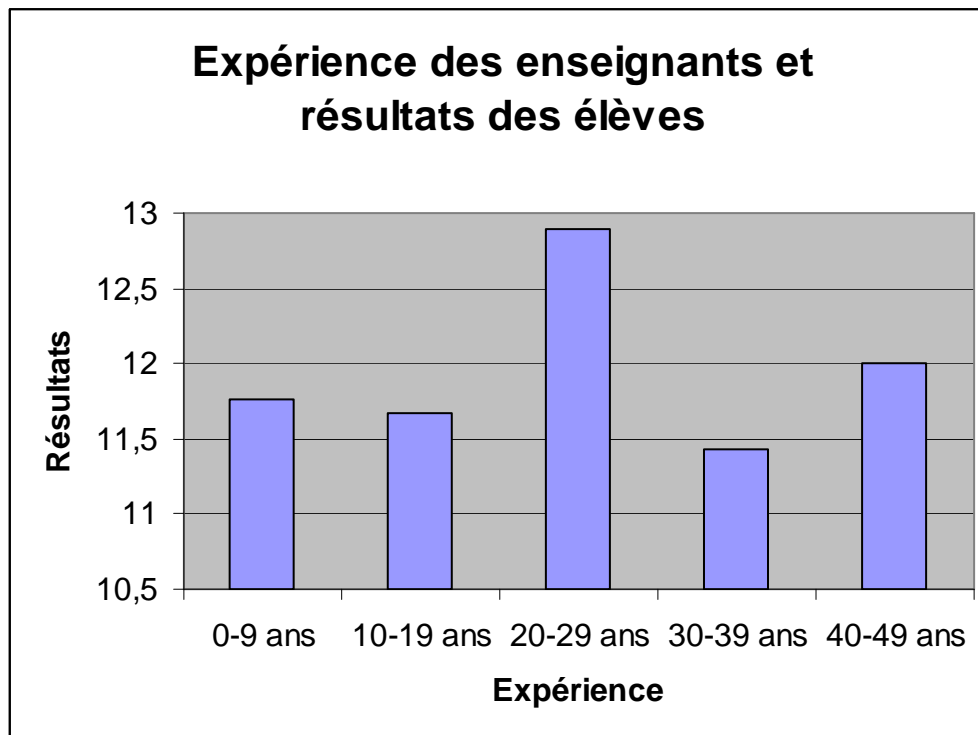
**Tableau 131: Quelques indices statistiques en calcul selon l'expérience des enseignants**

Expérience des enseignants	Nombre d'élèves	Moyenne	Médiane	Variance	Ecart type
0-9 ans	34	11,765	10	60,9127	7,8047
10-19 ans	12	11,667	10	15,1515	3,8925
20-29 ans	31	12,887	10	54,5618	7,3866
30-39 ans	7	11,429	10	14,2857	3,7796
40-49 ans	5	12	10	20	4,4721

Nous constatons que, pour les 5 niveaux d'expérience des enseignants de calcul, le gain moyen de performance le plus élevé des élèves nouveaux est pour 20-29 ans, et le moins élevé pour le niveau 30-39 ans. Se situe en intermédiaires, par ordre de mérite décroissant, les niveaux 40-49 ans, 0-9 ans et 10-19 ans.

Nous pouvons représenter graphiquement les gains moyens obtenus selon l'expérience des enseignants de calcul.

**Figure 39: Représentation graphique des gains moyens en calcul selon l'expérience des enseignants**



Cet aperçu descriptif (figure 39) indique que le niveau 20-29 ans serait a priori plus efficace que les autres niveaux d'expérience, mais nous aimerions connaître avec plus de précision l'ampleur des différences. L'expérience des enseignants rend compte de 0,68% de la dispersion des gains en calcul des élèves nouveaux, ce qui peut être comme négligeable ( $0\% < \eta^2$  inférieur à 4%).

**Question problème de recherche n°13.2.6 :** Existe-t-il une relation entre l'expérience de l'enseignant de calcul et les résultats des élèves nouveaux ayant progressé ?

**Hypothèse nulle n°13.2.6 :** Il n'existe pas de relation entre l'expérience de l'enseignant de calcul et les résultats des élèves nouveaux ayant progressé.

La mise en œuvre du test F de Fisher-Snedecor donne les résultats suivants :  $F(4,84) = 0,15$  et la signification (bilatérale) =  $0,963 > 0,05$ . Le test est non significatif. Nous acceptons l'hypothèse nulle selon laquelle il n'existe pas de différences de gains de performances chez les élèves nouveaux selon l'expérience de leurs enseignants de calcul.

Nos résultats ne sont pas significatifs. Il n'existe pas de relation entre l'expérience de l'enseignant de calcul et les résultats des élèves nouveaux ayant progressé.

Les coefficients de régression associés aux prédicteurs ne sont pas significatifs (tableau 29, p. 142).

L'analyse factorielle montre que l'imposition et l'évaluation positive sont reliées à la dimension 1 ; la personnalisation et l'affectivité négative, à la dimension 2 ; l'évaluation négative, à la dimension 3 alors que l'organisation et le développement sont reliés à la dimension 4 (tableau 75, p. 182).

Les résultats des deux premiers tests (le test F de Fisher-Snedecor et la régression multiple) sont cohérents, toujours non significatifs, ce qui nous permet de dire que l'absence de relation entre l'expérience des enseignants de calcul et les résultats des élèves nouveaux ayant progressé peut être influencée par le lien non significatif entre l'augmentation des résultats en calcul des élèves nouveaux, d'une part, et la combinaison des fonctions d'enseignement, d'autre part.

### 13.2.7. Les élèves redoublants ayant régressé

Le tableau 132 montre les pertes des résultats obtenues (sur 70) en calcul, par 138 élèves redoublants ayant des enseignants dont l'expérience est, soit 0-9 ans, soit 10-19 ans, soit 20-29 ans, soit 30-39 ans, soit 40-49 ans. Existe-t-il des différences de pertes de performances chez les élèves redoublants ?

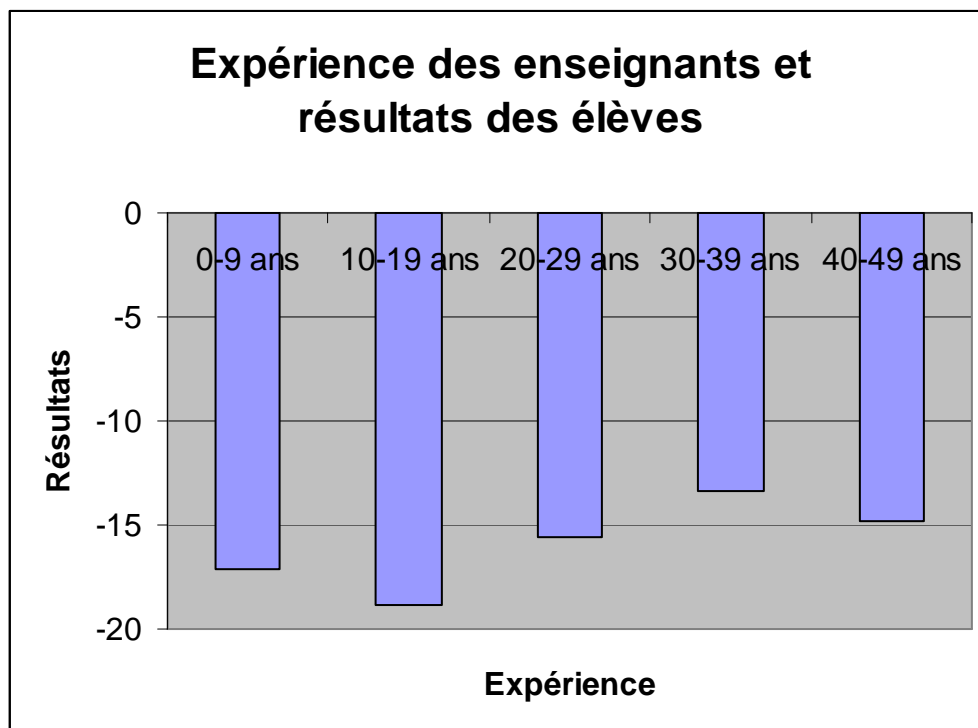
**Tableau 132: Quelques indices statistiques en calcul selon l'expérience des enseignants**

Expérience des enseignants	Nombre d'élèves	Moyenne	Médiane	Variance	Ecart type
0-9 ans	36	-17,153	-15	107,3546	10,3612
10-19 ans	57	-18,807	-20	98,6942	9,9345
20-29 ans	29	-15,534	-13	83,5702	9,1417
30-39 ans	6	-13,333	-10	26,667	5,164
40-49 ans	10	-14,8	-12,5	42,6222	6,5286

Nous constatons que, pour les 5 niveaux d'expérience des enseignants de calcul, la perte de performance moyenne la plus élevée des élèves redoublants est pour le niveau 10-19 ans, et la moins élevée pour le niveau 30-39 ans. Se situe en intermédiaires, par ordre de mérite croissant, les niveaux 0-9 ans, 20-29 ans et 40-49 ans.

Nous pouvons représenter graphiquement les pertes moyennes obtenues selon l'expérience des enseignants de calcul.

**Figure 40: Représentation graphique des gains moyens en calcul selon l'expérience des enseignants**



Cet aperçu descriptif (figure 40) indique que le niveau 30-39 ans serait a priori plus efficace que les autres niveaux d'expérience, mais nous aimerions connaître avec plus de précision l'ampleur des différences.

L'expérience des enseignants rend compte de 2,91% de la dispersion des pertes des résultats scolaires des élèves redoublants, ce qui peut être considéré comme négligeable ( $0\% < \eta^2$  inférieur à 4%).



**Question problème de recherche n°13.2.7 :** Existe-t-il une relation entre l'expérience des enseignants de calcul et les résultats des élèves redoublants ayant régressé ?

**Hypothèse nulle n°13.2.7 :** Il n'existe pas de relation entre l'expérience des enseignants de calcul et les résultats des élèves redoublants ayant régressé.

La mise en œuvre du test F de Fisher-Snedecor donne les résultats suivants :  $F(4,133) = 1,026$  et la signification (bilatérale) =  $0,396 > 0,05$ . Le test n'est pas significatif. Nous acceptons l'hypothèse nulle selon laquelle il n'existe pas de différence de pertes de performances chez les élèves redoublants selon l'expérience de leurs enseignants de français.

Nos résultats ne sont pas significatifs. Il n'existe pas de relation entre l'expérience des enseignants de calcul et les résultats des élèves redoublants ayant régressé.

Tous les coefficients associés aux prédicteurs ne sont pas significatifs (tableau 31, p. 143).

L'analyse factorielle montre que l'organisation et le développement sont reliés à la dimension 1 ; la concrétisation et l'affectivité négative, à la dimension 2 ; l'imposition et l'évaluation positive, à la dimension 3 alors que l'évaluation négative et l'affectivité positive sont reliées à la dimension 4 (tableau 78, p. 185).

Les résultats des deux premiers tests (le test F de Fisher-Snedecor et la régression multiple) sont cohérents, toujours non significatifs, ce qui nous permet de dire que l'absence de relation entre l'expérience des enseignants de calcul et les résultats des élèves redoublants ayant régressé serait due au lien non significatif entre la diminution des résultats en calcul des élèves redoublants, d'une part, et la combinaison des fonctions d'enseignement, d'autre part.

### 13.2.8. Les élèves redoublants ayant progressé

Le tableau 133 montre les gains obtenus (sur 70) en calcul, par 60 élèves redoublants ayant des enseignants dont l'expérience est, soit 0-9 ans, soit 10-19 ans, soit 20-29 ans, soit 30-39 ans, soit 40-49 ans.

Existe-t-il des différences de gains de performances chez les élèves redoublants selon l'expérience de l'enseignant ?

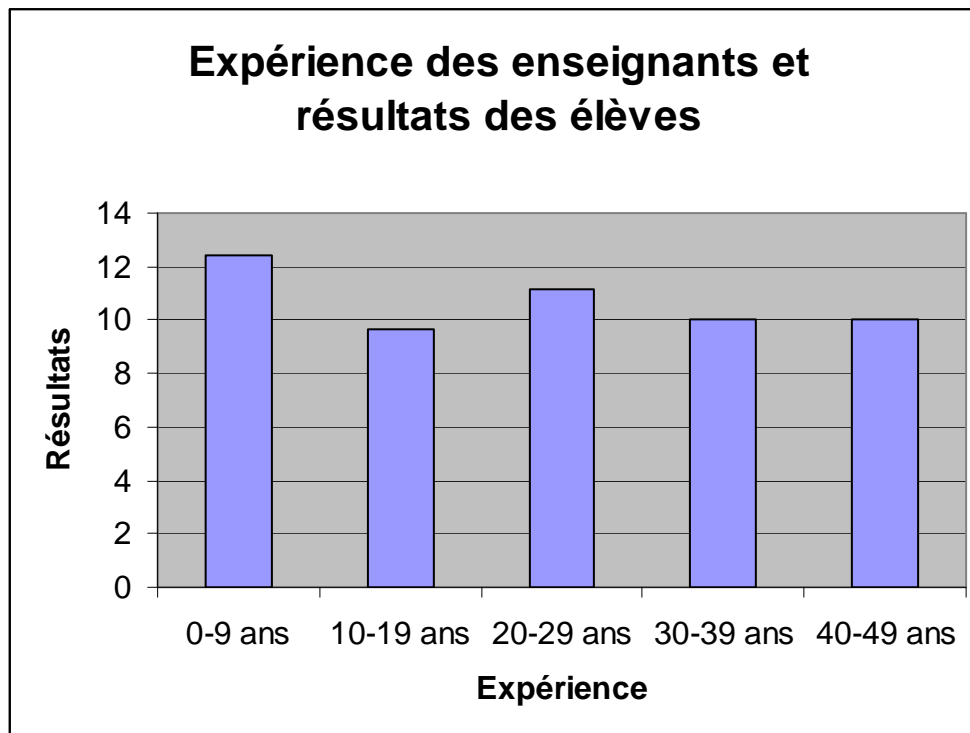
**Tableau 133: Quelques indices statistiques en calcul selon l'expérience des enseignants**

Expérience des enseignants	Nombre d'élèves	Moyenne	Médiane	Variance	Ecart type
0-9 ans	28	12,411	11,25	52,8343	7,2687
10-19 ans	16	9,688	10	17,2958	4,1588
20-29 ans	12	11,167	10	45,4242	6,7398
30-39 ans	2	10	10	0	0
40-49 ans	2	10	10	0	0

Nous constatons que, pour les 5 niveaux d'expérience des enseignants de calcul, le gain moyen le plus élevé des élèves redoublants est pour le niveau 0-9 ans, et le moins élevé pour le niveau 10-19 ans. Se situent en intermédiaires, par ordre de mérite décroissant, les niveaux 20-29 ans, 30-39 ans et 40-49 ans.

Nous pouvons représenter graphiquement les gains moyens obtenus selon l'expérience des enseignants.

**Figure 41: Représentation graphique des gains moyens en calcul selon l'expérience des enseignants**



Cet aperçu descriptif (figure 41) indique que le niveau 0-9 ans serait a priori plus efficace que les autres niveaux d'expérience mais nous aimerions connaître avec plus de précisions l'ampleur des différences.

L'expérience des enseignants rend compte de 3,65% de la dispersion des gains scolaires en calcul des élèves redoublants, ce qui peut être considéré comme négligeable ( $0\% < \eta^2$  inférieur à 4%).

**Question problème de recherche n°13.2.8 :** Existe-t-il une relation entre l'expérience de l'enseignant de calcul et les résultats des élèves redoublants ayant progressé ?

**Hypothèse nulle n°13.2.8 :** Il n'existe pas de relation entre l'expérience de l'enseignant de calcul et les résultats des élèves redoublants ayant progressé.

La mise en œuvre du test F de Fisher-Snedecor donne les résultats suivants :  $F(4,55) = 0,523$  et la signification (bilatérale) =  $0,719 > 0,05$ . Le test est non significatif. Nous acceptons l'hypothèse nulle selon laquelle il n'existe pas de

différences de gains de performances chez les élèves redoublants selon l'expérience de leurs enseignants de calcul.

Nos résultats ne sont pas significatifs. Il n'existe pas de relation entre l'expérience des enseignants de calcul et les résultats des élèves redoublants ayant progressé.

Les coefficients associés aux prédicteurs ne sont pas significatifs (tableau 33, p. 144).

L'analyse factorielle montre que l'imposition et le développement sont reliés à la dimension 1 ; la personnalisation et l'affectivité négative, à la dimension 2 alors que l'évaluation négative et l'affectivité positive sont reliées à la dimension 3 (tableau 81, p. 188).

Les résultats des deux premiers tests (le test F de Fisher-Snedecor et la régression multiple) sont cohérents, toujours non significatifs, ce qui nous permet de dire que l'absence de relation entre l'expérience des enseignants de calcul et les résultats des élèves redoublants ayant progressé peut être due au lien non significatif entre l'augmentation des résultats en calcul, d'une part, et la combinaison des fonctions d'enseignement, d'autre part.

En résumé, il existe une relation entre l'expérience des enseignants de calcul et les résultats des élèves faibles ayant régressé et les élèves forts ayant régressé. Par contre, il n'existe pas de relation entre l'expérience des enseignants de calcul et les résultats des élèves faibles ayant progressé, les élèves forts ayant progressé, les élèves nouveaux ayant régressé, les élèves nouveaux ayant progressé, les élèves redoublants ayant régressé et les élèves redoublants ayant progressé.

## Synthèse du chapitre 13

Existe-t-il une relation entre l'expérience de l'enseignant et les résultats des élèves ? En français, nos résultats nous montrent (tableau 111, p. 260) qu'il n'existe pas de relation entre l'expérience de l'enseignant de français et les résultats des élèves suivants : les élèves faibles ayant régressé, les élèves faibles ayant progressé, les élèves forts ayant régressé, les élèves nouveaux ayant régressé, les élèves nouveaux ayant progressé, les élèves redoublants ayant régressé et les élèves redoublants ayant progressé. Par contre, il existe une relation entre l'expérience de l'enseignant de français et les résultats des élèves forts ayant progressé.

En calcul, il n'existe pas de relation entre l'expérience de l'enseignant et les résultats des élèves suivants : les élèves faibles ayant progressé, les élèves forts ayant progressé, les élèves nouveaux ayant régressé, les élèves nouveaux ayant progressé, les élèves redoublants ayant régressé, les élèves redoublants ayant progressé. Par contre, il existe une relation entre l'expérience de l'enseignant et les résultats des élèves suivants : les élèves faibles ayant régressé et les élèves forts ayant régressé.

Il semble y avoir des gains importants de la qualité de l'enseignement durant la première année de l'expérience de l'enseignant et peu de gains au cours des années à venir de la carrière. Cependant, il y a peu d'évidence que les améliorations continuent après les trois premières années de l'expérience de l'enseignant (Rivkin et al., 2005).

Tandis que Hanushek et ses collaborateurs (2004) trouvent peu de raison de croire que les ressources de l'école ont un plus grand impact sur les élèves désavantagés, ils reconnaissent que les élèves de revenu faible et des minorités font face à un renouvellement du personnel enseignant plus élevé et tendent à être enseignés plus fréquemment par des enseignants en début de carrière. Puisque les enseignants en début de carrière, indépendamment de leurs capacités finales, tendent à performer plus mal, des politiques devraient être développées à la fois pour maintenir des enseignants plus haut gradés dans les salles de classes des

élèves désavantagés et pour atténuer l'impact du manque d'expérience. Ceux-ci peuvent inclure la tutelle améliorée de nouveaux enseignants et des politiques conçues pour réduire spécifiquement le renouvellement du personnel enseignant. Naturellement, il va de soi que les politiques efficaces prêteront une attention particulière à la variation substantielle de la qualité de l'enseignant.

L'effet de l'expérience sur les apprentissages serait plus important au niveau primaire et au premier cycle du secondaire qu'au deuxième cycle du secondaire ou au niveau supérieur. A ces derniers niveaux, l'effet des compétences et des connaissances est plus important que celui de l'expérience (Jarousse et Mingat, 1993 ; Psacharopoulos et Woodhall, 1988). Ceci paraît tout à fait logique dans la mesure où un niveau d'enseignement élémentaire comme celui de la deuxième année aura plus besoin d'expérience plutôt que d'un niveau académique plus élevé (Diambomba et al., 1996).

L'impact de la spécialisation des enseignants dans le niveau de la 2<sup>ème</sup> année fondamentale s'observe en mathématique seulement où chaque année supplémentaire de l'enseignant dans ce niveau fait gagner à ses élèves (+0,7 points) sur le score final (Lemrabott, 2003).

En français, comme en calcul, nos résultats nous permettent de penser que les enseignants plus efficaces utiliseraient plus ou moins les fonctions d'enseignement selon le type de leçon et les caractéristiques des élèves. En plus, il nous est apparu important, dans la perspective de la thèse, l'effet d'autres facteurs non pris en compte dans le cadre opératoire et les hypothèses de recherche.

Le quatorzième chapitre cherche à confirmer ou à infirmer la relation entre la taille de la classe et les résultats des élèves en français et en calcul.

## **Chapitre 14 : La taille de la classe et les résultats des élèves**

### **14.1. Enseignants de français**

#### **14.1.1. Les élèves faibles ayant régressé**

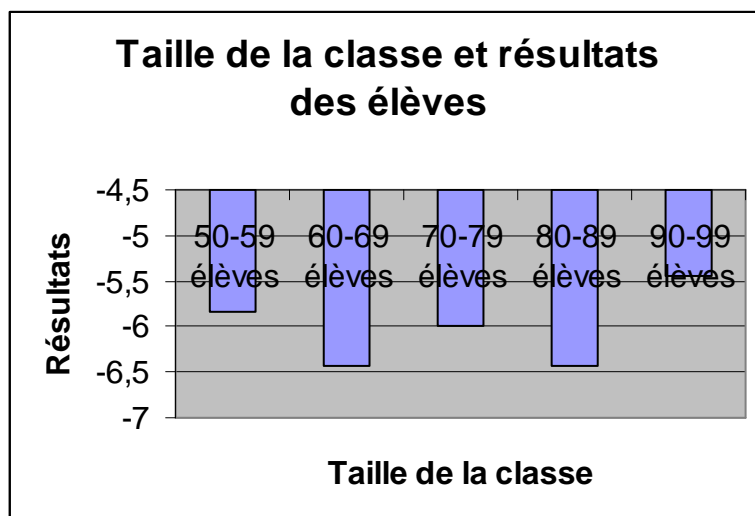
Le tableau 134 montre les pertes obtenues (sur 80) en français, par 85 élèves dont la taille de la classe est, soit 50-59 élèves, soit 60-69 élèves, soit 70-79 élèves, soit 80-89 élèves, soit 90-99 élèves. Existe-t-il des différences de pertes de performances chez les élèves selon la taille de la classe ?

**Tableau 134: Quelques indices statistiques en français selon la taille de la classe**

Taille de la classe	Nombre d'élèves	Moyenne	Médiane	Variance	Ecart type
50-59 élèves	32	-5,828	-4,75	17,9776	4,24
60-69 élèves	15	-6,433	-6,5	15,0667	3,8816
70-79 élèves	15	-6	-5,5	21,8214	4,6713
80-89 élèves	8	-6,438	-7,25	19,317	4,3951
90-99 élèves	15	-5,433	-4,5	15,6738	3,959

Nous constatons que, pour les 5 niveaux de la taille de la classe en français, la perte moyenne la plus élevée des élèves est pour le niveau 80-89 élèves, et la moins élevée pour le niveau 90-99 élèves. Se situent en intermédiaires, par ordre de mérite croissant, les niveaux 60-69 élèves, 70-79 élèves, et 50-59 élèves. Nous pouvons représenter graphiquement les pertes moyennes obtenues selon la taille de la classe en français.

**Figure 42: Représentation graphique des gains moyens en français selon la taille de la classe**



Cet aperçu descriptif (figure 42) indique que la classe 90-99 élèves serait a priori plus efficace que les autres classes, mais nous aimerions connaître avec plus de précisions l'ampleur des différences.

La taille de la classe rend compte de 0,65% de la dispersion des résultats des élèves, ce qui peut être considéré comme négligeable ( $0\% < \eta^2 < 4\%$ ).

**Question problème de recherche n°14.1.1** : Existe-t-il une relation entre la taille de la classe en français et résultats des élèves faibles ayant régressé?

**Hypothèse nulle n°14.1.1** : Il n'existe pas de relation entre la taille de la classe en français et les résultats des élèves faibles ayant régressé.

La mise en œuvre du test F de Fisher-Snedecor donne les résultats :  $F(4,80) = 0,139$  et la signification (bilatérale) =  $0,967 > 0,05$ . Nous acceptons l'hypothèse nulle selon laquelle il n'existe pas de différence de pertes de performances chez les élèves faibles selon la taille de la classe en français.

Nos résultats ne sont pas significatifs. Il n'existe pas de relation entre la taille de la classe en français et les résultats des élèves faibles ayant régressé.

Les coefficients de régression associés aux prédicteurs ne sont pas significatifs (tableau 3, p. 127).



L'analyse factorielle nous montre que l'imposition et la concrétisation sont reliées à la dimension 1 ; l'évaluation négative et l'affectivité positive, à la dimension 2 alors que le développement et l'évaluation positive sont reliés à la dimension 3 (tableau 36, p. 146).

Les résultats des deux premiers test (le test F de Fisher-Snedecor et la régression multiple) sont cohérents, toujours non significatifs, ce qui nous permet de dire que l'absence de relation entre la taille de classe et les résultats en français des élèves faibles ayant régressé serait due au lien non significatif entre la diminution des résultats en français des élèves faibles, d'une part, et la combinaison des fonctions d'enseignement, d'autre part.

#### **14.1.2. Les élèves faibles ayant progressé**

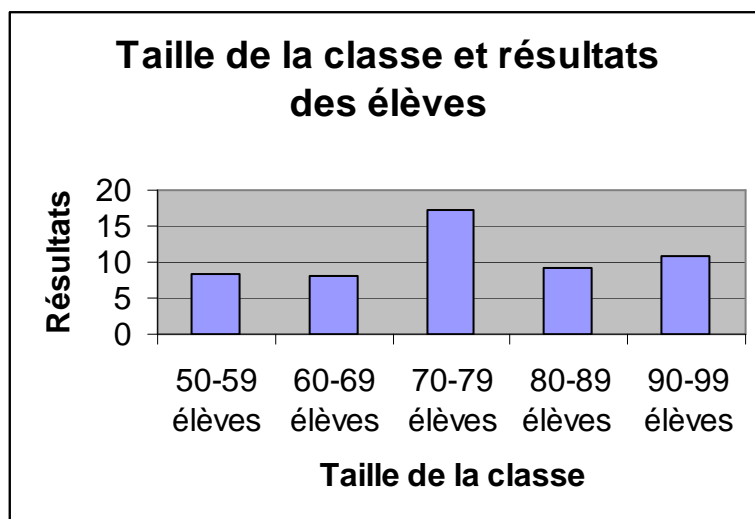
Le tableau 135 montre les gains obtenus (sur 80) en français, par 239 élèves faibles dont la taille de la classe est, soit 50-59 élèves, soit 60-69 élèves, soit 70-79 élèves, soit 80-89 élèves, soit 90-89 élèves. Existe-t-il des différences de gains de performances chez les élèves faibles selon la taille de la classe ?

**Tableau 135: Quelques indices statistiques en français selon la taille de la classe**

Taille de la classe	Nombre d'élèves	Moyenne	Médiane	Variance	Ecart type
50-59 élèves	44	8,239	7,25	32,1103	5,666
60-69 élèves	30	8,017	7	42,9221	6,5515
70-79 élèves	119	17,5	17,5	82,4571	9,0806
80-89 élèves	24	9,25	9	37,1087	6,0917
90-99 élèves	22	10,773	9,75	53,8268	7,3397

Nous constatons que, pour les 5 niveaux de taille de la classe, le gain moyen des performances le plus élevé des élèves faibles est pour le niveau 70-79 élèves et le moins élevé pour le niveau 60-69 élèves. Se situent en intermédiaires, par ordre de mérite décroissant, les niveaux 90-99 élèves, 80-89 élèves et 50-59 élèves. Nous pouvons représenter graphiquement les gains moyens obtenus selon la taille de la classe en français.

**Figure 43: Représentation graphique des gains moyens en français selon la taille de la classe**



Cet aperçu descriptif (figure 43) indique que la classe 70-79 élèves serait a priori plus efficace mais nous aimerions connaître avec plus de précisions l'ampleur des différences.

La taille de la classe rend compte de 22,65% de la dispersion des gains en français des élèves faibles, ce qui peut être considéré comme notable ( $\eta^2$  supérieur à 16%).

**Question problème de recherche n°14.1.2** : Existe-t-il une relation entre la taille de la classe de français et les résultats des élèves faibles ayant progressé ?

**Hypothèse nulle n°14.1.2** : Il n'existe pas de relation entre la taille de la classe et les résultats en français des élèves faibles ayant progressé.

La mise en œuvre du test F de Fisher-Snedecor donne les résultats suivants :  $F(4,234) = 17,433$  et la signification (bilatérale) =  $0 < 0,05$ . Le test est significatif. Nous rejetons l'hypothèse nulle et acceptons l'hypothèse alternative selon laquelle il existe des différences des résultats des élèves faibles ayant progressé selon la taille de la classe en français. Entre quelles tailles de classe ? La méthode des comparaisons multiples de Bonferroni, au seuil de 5%, montre que les différences des gains moyens significatifs (tableau 136) se trouvent entre les tailles de classes en français suivantes : entre 50-59 élèves et 70-79 élèves, entre 60-69 élèves et 70-79 élèves, entre 70-79 élèves et 80-89 élèves, et entre 70-79 élèves et 90-99 élèves.

**Tableau 136: Différence de gains moyens en français selon la taille de la classe**

Taille de la classe (I)	Taille de la classe (J)	Différence de moyennes (I – J)	Signification
50-59 élèves	60-69 élèves	0,222	1
	70-79 élèves	-8,946(*)	0
	80-89 élèves	-1,011	1
	90-99 élèves	-2,534	1
60-69 élèves	70-79 élèves	-9,168(*)	0
	80-89 élèves	-1,233	1
	90-99 élèves	-2,756	1
70-79 élèves	80-89 élèves	7,935(*)	0
	90-99 élèves	6,412(*)	0,005
80-89 élèves	90-99 élèves	-1,523	1

(\*)La différence de moyennes est significative au niveau 0,05.

Nos résultats sont significatifs. Il existe une relation entre la taille de la classe en français et les résultats des élèves faibles qui ont progressé.

Les coefficients de régression associés à la personnalisation, à la concrétisation et à l'affectivité positive sont significatifs (tableau 5, p. 128).

L'analyse factorielle montre que le développement et l'évaluation positive sont reliés à la dimension 1 ; l'organisation et l'évaluation négative, à la dimension 2 ; l'imposition et la concrétisation, à la dimension 3 alors que l'affectivité positive et l'affectivité négative sont reliées à la dimension 4 (tableau 39, p. 149).

Les différences des résultats peuvent être expliquées en tenant compte du fait que les enseignants efficaces utiliseraient, dans les classes de 70-79 élèves, plus les fonctions de personnalisation et de concrétisation et moins les fonctions d'affectivité positive.

#### **14.1.3. Les élèves forts ayant régressé**

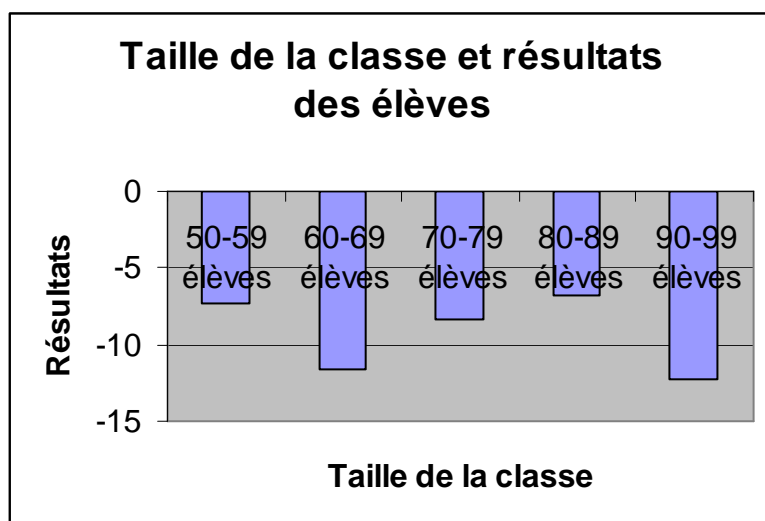
Le tableau 137 montre les pertes (sur 80) obtenues en français, par 146 élèves dont la taille de la classe est, soit 50-59 élèves, soit 60-69 élèves, soit 70-79 élèves, soit 80-89 élèves, soit 90-99 élèves. Existe-t-il des différences des pertes des performances chez les élèves faibles selon la taille de la classe ?

**Tableau 137: Quelques indices statistiques en français selon la taille de la classe**

Taille de la classe	Nombre d'élèves	Moyenne	Médiane	Variance	Ecart type
50-59 élèves	47	-7,351	-6	29,8904	5,4672
60-69 élèves	38	-11,671	-11	48,4497	6,9606
70-79 élèves	22	-8,368	-5,8	65,0966	8,0682
80-89 élèves	17	-6,794	-6	68,7831	8,2936
90-99 élèves	22	-12,273	-13,5	40,803	6,3877

Nous constatons que, pour les 5 niveaux de taille de la classe en français, la perte moyenne la plus élevée des élèves forts est pour le niveau 90-99 élèves, et la moins élevée pour le niveau 80-89 élèves. Se situent en intermédiaires, par ordre de mérite croissant, les niveaux 60-69 élèves, 70-79 élèves et 50-59 élèves. Nous pouvons représenter graphiquement les pertes moyennes obtenues selon la taille de la classe en français.

**Figure 44: Représentation graphique des gains moyens en français selon la taille de la classe**



Cet aperçu descriptif (figure 44) indique que le niveau 80-89 élèves serait a priori plus efficace que les autres tailles de la classe, mais nous aimerions connaître avec plus de précisions l'ampleur des différences.

La taille de la classe rend compte de 9,55% de la dispersion des pertes des résultats scolaires en français des élèves forts, ce qui peut être considéré comme intermédiaire ( $4\% < \eta^2$  inférieur à  $16\%$ ).

**Question problème de recherche n°14.1.3** : Existe-t-il une relation entre la taille de la classe et les résultats en français des élèves forts ayant régressé ?

**Hypothèse nulle n°14.1.3** : Il n'existe pas de relation entre la taille de la classe et les résultats en français des élèves forts ayant régressé.

La mise en œuvre du test F de Fisher-Snedecor donne les résultats suivants :  $F(4,141) = 3,868$  et la signification (bilatérale) =  $0,005 < 0,05$ . Le test est significatif. Nous rejetons l'hypothèse nulle et acceptons l'hypothèse alternative selon laquelle il existe des différences de pertes de performances en français chez les élèves forts selon la taille de la classe. Entre quelles tailles de la classe ?

La méthode des comparaisons multiples de Bonferroni, au seuil de 5%, montre que les différences des pertes moyennes significatives (tableau 138) se trouvent entre 50-59 élèves et 60-69 élèves.

**Tableau 138: Différence de gains moyens en français selon la taille de la classe**

Taille de la classe (I)	Taille de la classe (J)	Différence de moyennes (I – J)	Signification
50-59 élèves	60-69 élèves	4,320(*)	0,041
	70-79 élèves	1,017	1
	80-89 élèves	-0,557	1
	90-99 élèves	4,922	0,057
60-69 élèves	70-79 élèves	-3,303	0,714
	80-89 élèves	-4,877	0,15
	90-99 élèves	0,602	1
70-79 élèves	80-89 élèves	-1,574	1
	90-99 élèves	3,905	0,584
80-89 élèves	90-99 élèves	5,479	0,136

(\*)La différence de moyennes est significative au niveau 0,05.

Nos résultats sont significatifs. Il existe une relation entre la taille de la classe et les résultats en français des élèves forts ayant régressé.

Les coefficients de régression associés à l'organisation, à l'imposition et à l'évaluation négative sont significatifs (tableau 7, p. 129).

L'analyse factorielle montre que l'organisation et l'évaluation négative sont reliées à la dimension 1 ; l'imposition et la concrétisation, à la dimension 2 alors que

le développement et l'évaluation positive sont reliés à la dimension 3 (tableau 42, p. 152).

Nous avons pu constater que, dans notre recherche, les élèves forts dont la taille de la classe est 50-59 élèves obtiennent des pertes moins élevées que ceux dont la taille de la classe est de 60-69 élèves. Ceci pourrait s'expliquer par le fait que les enseignants efficaces, dans les classes de 50-59 élèves, ont utilisé plus les fonctions d'organisation et d'imposition, et moins les fonctions d'évaluation négative.

#### 14.1.4. Les élèves forts ayant progressé

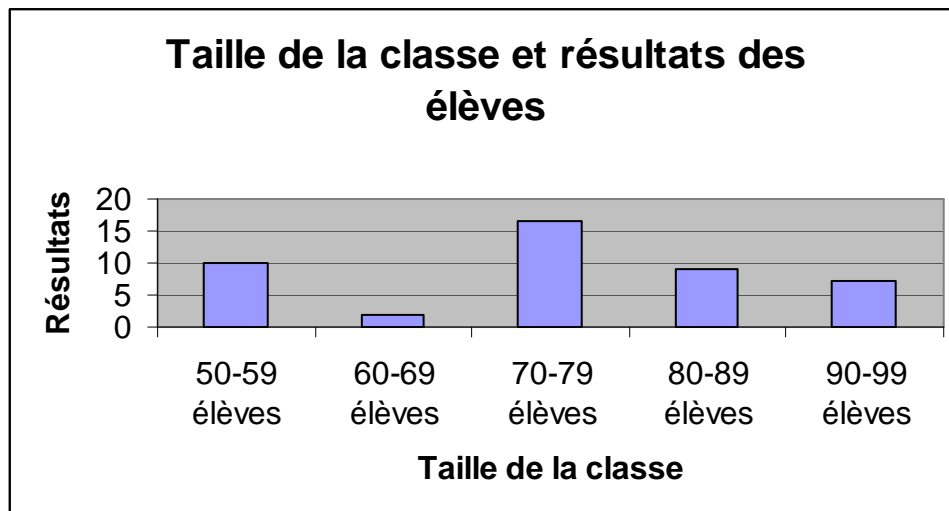
Le tableau 139 montre les gains obtenus (sur 80) en français, par 183 élèves forts dont la taille de la classe est, soit 50-59 ans, soit 60-69 ans, soit 70-79 ans, soit 80-89 ans, soit 90-99 ans. Existe-t-il des différences de gains chez les élèves forts selon la taille de la classe ?

**Tableau 139: Quelques indices statistiques en français selon la taille de la classe**

Taille de la classe	Nombre d'élèves	Moyenne	Médiane	Variance	Ecart type
50-59 élèves	27	9,981	9,5	27,9708	5,2887
60-69 élèves	5	1,8	1,5	1,575	1,255
70-79 élèves	113	16,535	15,5	116,53	10,7949
80-89 élèves	18	9,056	7,75	57,1144	7,5574
90-99 élèves	20	7,225	7	17,223	4,1501

Nous constatons que, pour les 5 niveaux de la taille de la classe, le gain moyen le plus élevé est pour le niveau 70-79 élèves, et le moins élevé pour 60-69 élèves. Se situent en intermédiaires, par ordre de mérite décroissant, les niveaux 50-59 élèves, 80-89 élèves et 90-99 élèves. Nous pouvons représenter graphiquement les gains moyens obtenus selon la taille de la classe.

**Figure 45: Représentation graphique des gains moyens en français selon la taille de la classe**



Cet aperçu descriptif (figure 45) indique que le niveau 70-79 élèves serait a priori plus efficace que les autres niveaux de tailles de la classe, mais nous aimerions connaître avec plus de précisions l'ampleur des différences.

La taille de la classe rend compte de 18,03% de la dispersion des gains en français des élèves forts, ce qui peut être considéré comme notable ( $\eta^2$  supérieur à 16%).

**Question problème de recherche n°14.1.4** : Existe-t-il une relation entre la taille de la classe et les résultats en français des élèves forts ayant progressé ?

**Hypothèse nulle n°14.1.4** : Il n'existe pas de relation entre la taille de la classe et les résultats en français des élèves forts ayant progressé.

La mise en œuvre du test F de Fisher-Snedecor donne les résultats suivants :  $F(4,178) = 9,446$  et la signification (bilatérale) =  $0\% < 5\%$ . Le test est significatif. Nous rejetons l'hypothèse nulle et acceptons l'hypothèse alternative selon laquelle il existe des différences de gains chez les élèves forts selon la taille de la classe. Entre quelles tailles de la classe ? La méthode des comparaisons multiples de Bonferroni, au seuil de 5%, montre que les différences de gains moyens significatifs (tableau 140) se trouvent entre les tailles de la classe suivantes : entre 50-59 élèves et 70-79 élèves, entre 60-69 élèves et 70-79 élèves, entre 70-79 élèves et 80-89 élèves, et entre 70-79 élèves et 90-99 élèves.

**Tableau 140: Différence de gains moyens en français selon la taille de la classe**

Taille de la classe (I)	Taille de la classe (J)	Différence de moyennes (I – J)	Signification
50-59 élèves	60-69 élèves	8,181	0,696
	70-79 élèves	-6,554(*)	0,011
	80-89 élèves	0,926	1
	90-99 élèves	2,756	1
60-69 élèves	70-79 élèves	-14,735(*)	0,006
	80-89 élèves	-7,256	1
	90-99 élèves	-5,425	1
70-79 élèves	80-89 élèves	7,48(*)	0,016
	90-99 élèves	9,31(*)	0
80-89 élèves	90-99 élèves	1,831	1

(\*)La différence de moyennes est significative au niveau 0,05.

Nos résultats sont significatifs. Il existe une relation entre la taille de la classe et les résultats en français des élèves forts ayant progressé.

Les coefficients de régression associés à l'organisation, à la personnalisation, à l'évaluation négative, à l'affectivité positive et à l'affectivité négative sont significatifs (tableau 9, p. 130).

L'analyse factorielle montre que le développement et l'évaluation positive sont reliés à la dimension 1 ; l'organisation et l'évaluation négative, à la dimension 2 ; l'imposition et la concrétisation, à la dimension 3 alors que la personnalisation et l'affectivité positive sont reliées à la dimension 4 (tableau 45, p. 155).

Nos résultats nous permettent de penser que les tailles de classes efficaces (de 70-79 élèves) qui font progresser plus les élèves forts auraient des enseignants qui utiliseraient plus les fonctions d'organisation et de personnalisation, et moins les fonctions d'évaluation négative, d'affectivité positive et d'affectivité négative.

#### **14.1.5. Les élèves nouveaux ayant régressé**

Le tableau 141 montre les pertes obtenues (sur 80) en français, par 157 élèves nouveaux dont la taille de la classe est, soit 50-59 élèves, soit 60-69 élèves, soit 70-79 élèves, soit 80-89 élèves, soit 90-99 élèves. Existe-t-il des différences de pertes chez les élèves nouveaux selon la taille de la classe ?



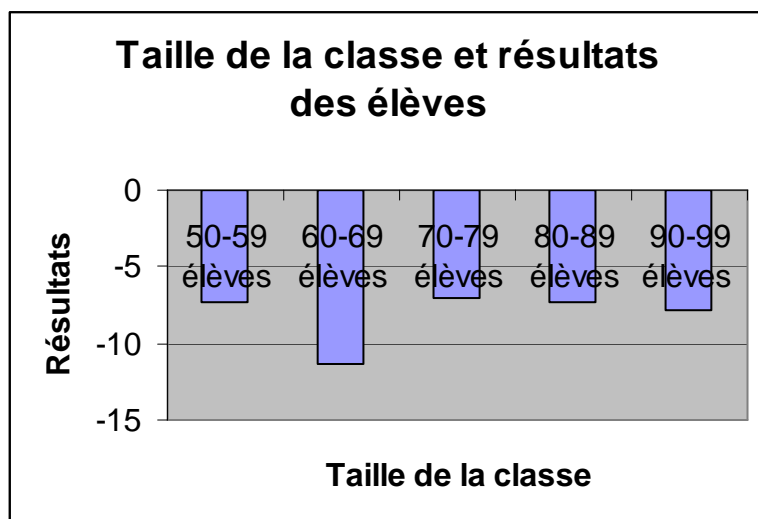
**Tableau 141: Quelques indices statistiques en français selon la taille de la classe**

Taille de la classe	Nombre d'élèves	Moyenne	Médiane	Variance	Ecart type
50-59 élèves	61	-7,27	-6	25,3298	5,0329
60-69 élèves	31	-11,29	-10	51,7962	7,197
70-79 élèves	30	-7,02	-5,5	50,481	7,105
80-89 élèves	15	-7,367	-8,5	26,8738	5,184
90-99 élèves	21	-7,81	-6	36,5369	6,0446

Nous constatons que, pour les 5 niveaux de la taille de la classe, la perte moyenne la plus élevée en français est pour le niveau 60-69 élèves, et la moins élevée pour le niveau 70-79 élèves. Se situent en intermédiaires, par ordre de mérite croissant, les niveaux 90-99 élèves, 80-89 élèves, et 50-59 élèves.

Nous pouvons représenter graphiquement les pertes moyennes obtenues en français selon la taille de la classe.

**Figure 46: Représentation graphique des gains moyens en français selon la taille de la classe**



Cet aperçu descriptif (figure 46) indique que le niveau 70-79 élèves serait a priori plus efficace que les autres niveaux de la taille de la classe, mais nous aimerions connaître avec plus de précision l'ampleur des différences.

La taille de la classe rend compte de 6,45% de la dispersion des pertes en français des élèves nouveaux, ce qui peut être considéré comme intermédiaire ( $4\% < \eta^2$  inférieur à 16%).

**Question problème de recherche n°14.1.5 :** Existe-t-il une relation entre la taille de la classe et les résultats en français des élèves nouveaux ayant régressé ?

**Hypothèse nulle n°14.1.5 :** Il n'existe pas de relation entre la taille de la classe et les résultats en français des élèves nouveaux ayant régressé.

La mise en œuvre du test F de Fisher-Snedecor donne les résultats suivants :  $F(4,153) = 2,726$  et la signification (bilatérale) =  $0,031 < 0,05$ . Le test est significatif. Nous rejetons l'hypothèse nulle et acceptons l'hypothèse alternative selon laquelle il existe des différences de pertes de performances chez les élèves nouveaux selon la taille de la classe. Entre quelles tailles de la classe ? La méthode des comparaisons multiples de Bonferroni, au seuil de 5%, montre que les différences de pertes moyennes significatives (tableau 142) se trouvent entre les tailles de la classe suivantes : entre 50-59 élèves et 60-69 élèves.

**Tableau 142: Différence de gains moyens en français selon la taille de la classe**

Taille de la classe (I)	Taille de la classe (J)	Différence de moyennes (I – J)	Signification
50-59 élèves	60-69 élèves	4,02(*)	0,031
	70-79 élèves	-0,25	1
	80-89 élèves	0,096	1
	90-99 élèves	0,539	1
60-69 élèves	70-79 élèves	-4,27	0,068
	80-89 élèves	-3,924	0,417
	90-99 élèves	-3,481	0,443
70-79 élèves	80-89 élèves	0,347	1
	90-99 élèves	0,79	1
80-89 élèves	90-99 élèves	0,443	1

(\*)La différence de moyennes est significative au niveau 0,05.

Nos résultats sont significatifs. Il existe une relation entre la taille de la classe et les résultats en français des élèves nouveaux ayant régressé.

Les coefficients de régression associés à l'organisation et à l'évaluation négative sont significatifs (tableau 11, p. 131).

L'analyse factorielle montre que l'organisation et l'évaluation négative sont reliées à la dimension 1 ; le développement et l'évaluation positive, à la dimension 2 alors que l'imposition et la concrétisation sont reliées à la dimension 3 (tableau 48, p. 158).

Nos résultats nous permettent de penser que les tailles de classes efficaces (de 50-59 élèves) qui font peu régresser les élèves nouveaux en français auraient des enseignants qui utiliseraient plus les fonctions d'organisation, et moins les fonction d'évaluation négative.

#### **14.1.6. Les élèves nouveaux ayant progressé**

Le tableau 143 montre les gains obtenus (sur 80) en français, par 260 élèves nouveaux dont la taille de la classe est, soit 50-59 élèves, soit 60-69 élèves, soit 70-79 élèves, soit 80-89 élèves, soit 90-99 élèves. Existe-t-il des différences de gains de performances chez les élèves nouveaux selon la taille de la classe?

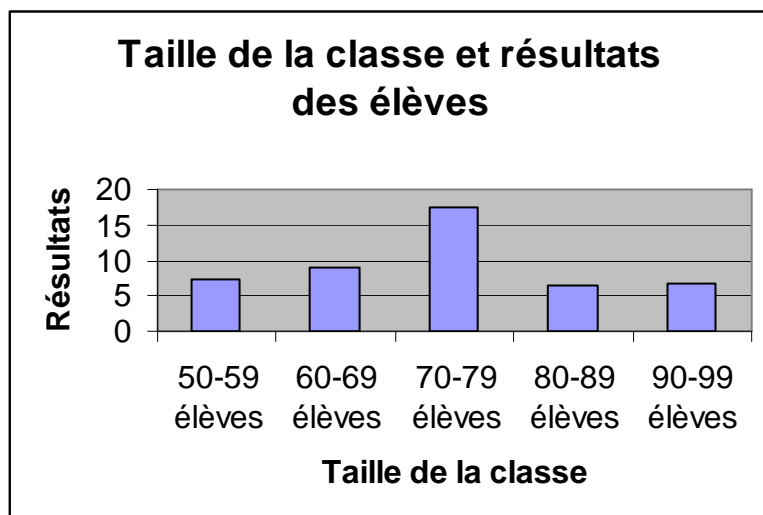
**Tableau 143: Quelques indices statistiques en français selon la taille de la classe**

Taille de la classe	Nombre d'élèves	Moyenne	Médiane	Variance	Ecart type
50-59 élèves	45	7,233	6,5	24,3705	4,9366
60-69 élèves	22	8,909	7,75	40,2294	6,3427
70-79 élèves	167	17,383	17	90,9757	9,5381
80-89 élèves	15	6,4	4,5	36,2929	6,0244
90-99 élèves	11	6,773	5	29,6682	5,4469

Nous constatons que, pour les 5 niveaux de la taille de la classe, le gain moyen de performance en français le plus élevé des élèves nouveaux est pour le 70-79 élèves, et le moins élevé pour le niveau 80-89 élèves. Se situent en intermédiaires, par ordre de mérite décroissant, les niveaux 60-69 élèves, 50-59 élèves, et 90-99 élèves.

Nous pouvons représenter graphiquement les gains moyens en français obtenus selon la taille de la classe.

**Figure 47: Représentation graphique des gains moyens en français selon la taille de la classe**



Cet aperçu descriptif (figure 47) indique que la taille 70-79 élèves serait a priori plus efficace que les autres tailles de la classe, mais nous aimerions connaître avec plus de précisions l'ampleur des différences. La taille de la classe rend compte de 24,85% de la dispersion des gains en français des élèves nouveaux, ce qui peut être considéré comme notable ( $\eta^2$  supérieur à 16%).

**Question problème de recherche n°14.1.6** : Existe-t-il une relation entre la taille de la classe et les résultats en français des élèves nouveaux qui ont progressé ?

**Hypothèse nulle n°14.1.6** : Il n'existe pas de relation entre la taille de la classe et les résultats en français des élèves nouveaux ayant progressé.

La mise en œuvre du test F de Fisher-Snedecor donne les résultats suivants :  $F(4,255) = 21,372$  et la signification (bilatérale) =  $0 < 0,05$ . Le test est significatif. Nous rejetons l'hypothèse nulle et acceptons l'hypothèse alternative selon laquelle il existe des différences de gains de performances en français chez les élèves nouveaux selon la taille de la classe. Entre quelles tailles de la classe ? La méthode des comparaisons multiples de Bonferroni, au seuil de 5%, montre que les différences de gains moyens significatifs (tableau 144) se trouvent entre les tailles de la classe suivantes : 50-59 élèves et 70-79 élèves, entre 60-69 élèves et 70-79 élèves, entre 70-79 élèves et 80-89 élèves, entre 70-79 élèves et 90-99 élèves.

**Tableau 144: Différence de gains moyens en français selon la taille de la classe**

Taille de la classe (I)	Taille de la classe (J)	Différence de moyennes (I – J)	Signification
50-59 élèves	60-69 élèves	-1,676	1
	70-79 élèves	-10,15(*)	0
	80-89 élèves	0,833	1
	90-99 élèves	0,461	1
60-69 élèves	70-79 élèves	-8,474(*)	0
	80-89 élèves	2,509	1
	90-99 élèves	2,136	1
70-79 élèves	80-89 élèves	10,983(*)	0
	90-99 élèves	10,611(*)	0,001
80-89 élèves	90-99 élèves	-0,373	1

(\*)La différence de moyennes est significative au niveau 0,05.

Nos résultats sont significatifs. Il existe une relation entre la taille de la classe et les résultats en français des élèves nouveaux ayant progressé.

Les coefficients de régression associés à l'imposition, au développement, à la personnalisation, à l'affectivité positive et à l'affectivité négative sont significatifs (tableau 13, p. 132).

L'analyse factorielle montre que le développement et l'évaluation positive sont reliés à la dimension 1 ; l'organisation et l'évaluation négative, à la dimension 2 ; l'imposition et la concrétisation, à la dimension 3 alors que l'affectivité positive et l'affectivité négative sont reliées à la dimension 4 (tableau 51, p. 160).

Dans notre étude, c'est l'utilisation par les enseignants, dans les salles de classes efficaces (de 70-79 élèves), de plus les fonctions de personnalisation, et de moins les fonctions d'imposition, de développement, d'affectivité positive et d'affectivité négative qui pourrait influencer positivement sur le rendement en français des élèves nouveaux ayant progressé.

#### **14.1.7. Les élèves redoublants ayant régressé**

Le tableau 145 montre les pertes des résultats obtenues (sur 80) en français, par 72 élèves redoublants dont la taille de la classe est, soit 50-59 élèves, soit 60-69 élèves, soit 70-79 élèves, soit 80-89 élèves, soit 90-99 élèves. Existe-t-il des différences de pertes de performances chez les élèves redoublants ?

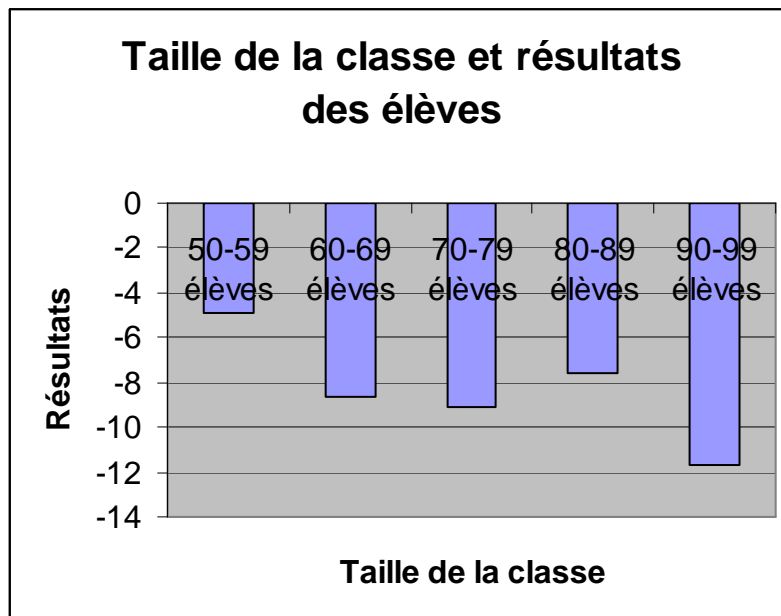
**Tableau 145: Quelques indices statistiques en français selon la taille de la classe**

Taille de la classe	Nombre d'élèves	Moyenne	Médiane	Variance	Ecart type
50-59 élèves	18	-4,917	-4	22,3309	4,7256
60-69 élèves	22	-8,636	-8,25	31,1472	5,581
70-79 élèves	7	-9,071	-6	39,119	6,2545
80-89 élèves	9	-7,556	-6	64,4653	8,029
90-99 élèves	16	-11,719	-11,5	41,599	6,4497

Nous constatons que, pour les 5 niveaux de la taille de la classe, la perte de performance moyenne en français la plus élevée des élèves redoublants est pour le niveau 90-99 élèves, et la moins élevée pour le niveau 50-59 élèves. Se situent en intermédiaires, par ordre de mérite croissant, les niveaux 70-79 élèves, 60-69 élèves et 80-89 élèves.

Nous pouvons représenter graphiquement les pertes moyennes en français obtenues selon la taille de la classe.

**Figure 48: Représentation graphique des gains moyens en français selon la taille de la classe**



Cet aperçu descriptif (figure 48) indique que le niveau 50-59 élèves serait a priori plus efficace que les autres niveaux de la taille de la classe, mais nous aimerions connaître avec plus de précisions l'ampleur des différences.

La taille de la classe rend compte de 13,44% de la dispersion des pertes des résultats scolaires des élèves redoublants, ce qui peut être considéré comme intermédiaire ( $4\% < \eta^2$  inférieur à 16%).

**Question problème de recherche n°14.1.7 :** Existe-t-il une relation entre la taille de la classe et les résultats en français des élèves redoublants ayant régressé ?

**Hypothèse nulle n°14.1.7 :** Il n'existe pas de relation entre la taille de la classe et les résultats en français des élèves redoublants ayant régressé.

La mise en œuvre du test F de Fisher-Snedecor donne les résultats suivants :  $F(4,67) = 2,815$  et la signification (bilatérale) =  $0,032 < 0,05$ . Le test est significatif. Nous rejetons l'hypothèse nulle et acceptons l'hypothèse alternative selon laquelle il existe des différences de pertes de performances en français chez les élèves redoublants selon la taille de la classe. Entre quelles tailles de la classe ? La méthode des comparaisons multiples de Bonferroni, au seuil de 5%, montre que les

différences de gains moyens significatifs (tableau 146) se trouvent entre les tailles de la classe suivantes : 50-59 élèves et 90-99 élèves.

**Tableau 146: Différence de gains moyens en français selon la taille de la classe**

Taille de la classe (I)	Taille de la classe (J)	Différence de moyennes (I – J)	Signification
50-59 élèves	60-69 élèves	3,72	0,551
	70-79 élèves	4,155	1
	80-89 élèves	2,639	1
	90-99 élèves	6,802(*)	0,015
60-69 élèves	70-79 élèves	0,435	1
	80-89 élèves	-1,081	1
	90-99 élèves	3,082	1
70-79 élèves	80-89 élèves	-1,081	1
	90-99 élèves	2,647	1
80-89 élèves	90-99 élèves	4,163	1

(\*)La différence de moyennes est significative au niveau 0,05.

Nos résultats sont significatifs. Il existe une relation entre la taille de la classe et les résultats en français des élèves redoublants ayant régressé.

Tous les coefficients de régression associés aux prédictors ne sont pas significatifs (tableau 15, p. 134).

L'analyse factorielle montre que l'imposition et la concrétisation sont reliées à la dimension 1 ; l'évaluation négative et l'affectivité positive, à la dimension 2 alors que le développement et l'évaluation positive sont reliés à la dimension 3 (tableau 54, p. 163).

La relation entre la taille de la classe et les résultats en français des élèves redoublants ayant régressé pourrait être influencée par les facteurs de réussite scolaire (dans les salles de classe efficaces de 50-59 élèves) non pris en compte dans notre cadre opératoire et hypothèses de recherche, ce qui suggère ainsi les perspectives des recherches ultérieures.



### 14.1.8. Les élèves redoublants ayant progressé

Le tableau 147 montre les gains obtenus (sur 80) en français, par 163 élèves redoublants dont la taille de la classe est, soit 50-59 élèves, soit 60-69 élèves, soit 70-79 élèves, soit 80-89 élèves, soit 90-99 élèves.

Existe-t-il des différences de gains de performances chez les élèves redoublants selon la taille de la classe?

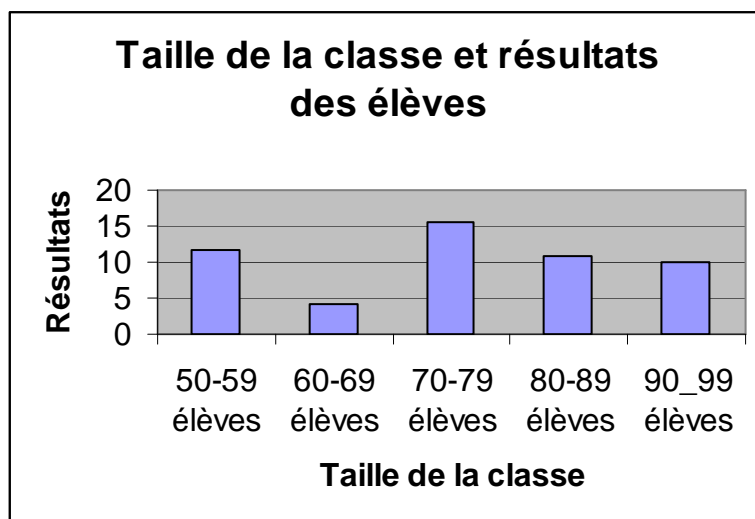
**Tableau 147: Quelques indices statistiques en français selon la taille de la classe**

Taille de la classe	Nombre d'élèves	Moyenne	Médiane	Variance	Ecart type
50-59 élèves	26	11,788	13,75	29,7835	5,4574
60-69 élèves	13	4,115	2,5	32,0064	5,6574
70-79 élèves	65	15,546	16	117,9041	10,8584
80-89 élèves	28	10,732	11	42,1756	6,4943
90-99 élèves	31	9,903	8,5	40,4403	6,3593

Nous constatons que, pour les 5 niveaux de la taille de la classe, le gain moyen le plus élevé en français des élèves redoublants est pour le niveau 70-79 élèves, et le moins élevé pour le niveau 60-69 élèves. Se situent en intermédiaires, par ordre de mérite décroissant, les niveaux 50-59 élèves, 80-99 élèves et 90-99 élèves.

Nous pouvons représenter graphiquement les gains moyens en français obtenus selon la taille de la classe.

**Figure 49: Représentation graphique des gains moyens en français selon la taille de la classe**



Cet aperçu descriptif (figure 49) indique que le niveau 70-79 élèves serait a priori plus efficace que les autres niveaux de la taille de la classe mais nous aimerions connaître avec plus de précisions l'ampleur des différences.

La taille de la classe rend compte de 13,78% de la dispersion des gains scolaires en français des élèves redoublants, ce qui peut être considéré comme intermédiaire ( $4\% < \eta^2$  inférieur à 16%).

**Question problème de recherche n°14.1.8** : Existe-t-il une relation entre la taille de la classe et les résultats en français des élèves redoublants ayant progressé ?

**Hypothèse nulle n°14.1.8** : Il n'existe pas de relation entre la taille de la classe et les résultats en français des élèves redoublants ayant progressé.

La mise en œuvre du test F de Fisher-Snedecor donne les résultats suivants :  $F(4,158) = 6,466$  et la signification (bilatérale) =  $0 < 0,05$ . Le test est significatif. Nous rejetons l'hypothèse nulle et acceptons l'hypothèse alternative selon laquelle il existe des différences de gains de performances en français chez les élèves redoublants selon la taille de la classe. Entre quelles tailles de la classe ?

La méthode des comparaisons multiples de Bonferroni, au seuil de 5%, montre que les différences de gains moyens significatives (tableau 148) se trouvent entre les tailles de la classe suivantes : entre 60-69 élèves et 70-79 élèves, entre 70-79 élèves et 90-99 élèves.

**Tableau 148: Différence de gains moyens en français selon la taille de la classe**

Taille de la classe (I)	Taille de la classe (J)	Différence de moyennes (I – J)	Signification
50-59 élèves	60-69 élèves	7,673	0,076
	70-79 élèves	-3,758	0,544
	80-89 élèves	1,056	1
	90-99 élèves	1,885	1
60-69 élèves	70-79 élèves	-11,431(*)	0
	80-89 élèves	-6,617	0,195
	90-99 élèves	-5,788	0,376
70-79 élèves	80-89 élèves	4,814	0,117
	90-99 élèves	5,643(*)	0,023
80-89 élèves	90-99 élèves	0,829	1

(\*)La différence de moyennes est significative au niveau 0,05.

Nos résultats sont significatifs. Il existe une relation entre la taille de la classe et les résultats en français des élèves redoublants ayant progressé.

Les coefficients de régression associés à l'organisation, à la personnalisation, à l'évaluation négative et à l'affectivité positive sont significatifs (tableau 17, p. 135).

L'analyse factorielle montre que le développement et l'évaluation positive sont reliés à la dimension 1 ; l'imposition et la personnalisation, à la dimension 2 alors que l'organisation et l'évaluation négative sont reliées à la dimension 3 (tableau 57, p. 165).

Dans notre étude, les élèves redoublants qui progressent plus en français, dans notre échantillon, ont des enseignants efficaces qui utilisent, dans leurs classes (de 70-79 élèves), plus les fonctions d'organisation et de personnalisation, et moins les fonctions d'évaluation négative et d'affectivité positive.

En résumé, il n'existe pas de relation entre la taille de la classe et les résultats des élèves faibles ayant régressé en français. Par contre, il existe une relation entre la taille de la classe et les résultats en français des élèves faibles ayant progressé, les élèves forts ayant régressé, les élèves forts ayant progressé, les élèves nouveaux ayant régressé, les élèves redoublants ayant régressé et les élèves redoublants ayant progressé.

## 14.2. Enseignants de calcul

### 14.2.1. Les élèves faibles ayant régressé

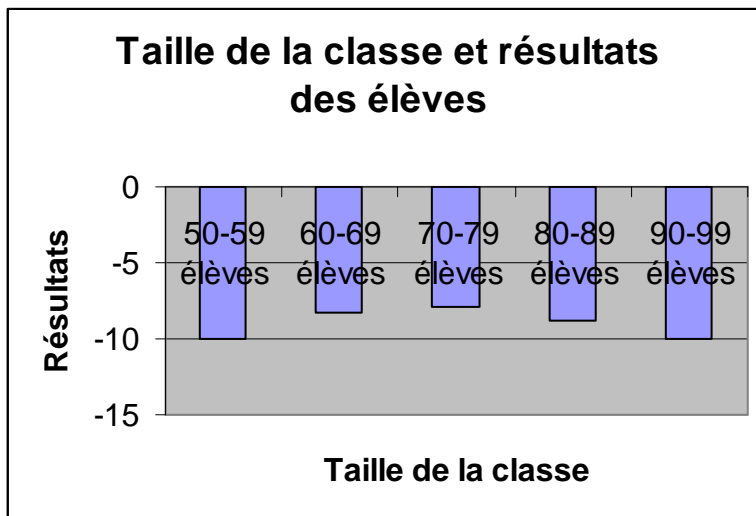
Le tableau 149 montre les pertes obtenues (sur 70) en calcul, par 102 élèves dont la taille de la classe est, soit 50-59 élèves, soit 60-69 élèves, soit 70-79 élèves, soit 80-89 élèves, soit 90-99 élèves. Existe-t-il des différences de pertes de performances chez les élèves selon la taille de la classe ?

**Tableau 149: Quelques indices statistiques en calcul selon la taille de la classe**

Taille de la classe	Nombre d'élèves	Moyenne	Médiane	Variance	Ecart type
50-59 élèves	13	-10	-10	0	0
60-69 élèves	15	-8,333	-10	5,9524	2,4398
70-79 élèves	44	-7,886	-10	8,4286	2,9032
80-89 élèves	13	-8,769	-10	4,0256	2,0064
90-99 élèves	17	-10	-10	0	0

Nous constatons que, pour les 5 niveaux de la taille de la classe de français, la perte moyenne la plus élevée des élèves est pour les niveaux 50-59 élèves et 90-99 élèves, et la moins élevée pour le niveau 70-79 élèves. Se situent en intermédiaires, par ordre de mérite croissant, les niveaux 80-89 élèves et 60-69 élèves. Nous pouvons représenter graphiquement les pertes moyennes obtenues en calcul selon la taille de la classe.

**Figure 50: Représentation graphique des gains moyens en calcul selon la taille de la classe**



Cet aperçu descriptif (figure 50) indique que la classe 70-79 élèves serait a priori plus efficace que les autres classes, mais nous aimerions connaître avec plus de précisions l'ampleur des différences.

La taille de la classe rend compte de 13,78% de la dispersion des résultats des élèves, ce qui peut être considéré comme intermédiaire ( $4\% < \eta^2 < 16\%$ ).

**Question problème de recherche n°14.2.1** : Existe-t-il une relation entre la taille de la classe et résultats en calcul des élèves faibles ayant régressé?

**Hypothèse nulle n°14.2.1** : Il n'existe pas de relation entre la taille de la classe et les résultats en calcul des élèves faibles ayant régressé.

La mise en œuvre du test F de Fisher-Snedecor donne les résultats :  $F(4,97) = 4,019$  et la signification (bilatérale) =  $0,005 < 0,05$ . Le test est significatif. Nous rejetons l'hypothèse nulle et acceptons l'hypothèse alternative selon laquelle il existe des différences des résultats en calcul des élèves faibles ayant régressé selon la taille de la classe. Entre quelles tailles de classe ?

La méthode des comparaisons multiples de Bonferroni, au seuil de 5%, montre que les différences des gains moyens significatifs (tableau 150) se trouvent entre les tailles de classes suivantes : entre 50-59 élèves et 70-79 élèves ; et entre 70-79 élèves et 90-99 élèves.

**Tableau 150: Différence de gains moyens en calcul selon la taille de la classe**

Taille de la classe (I)	Taille de la classe (J)	Différence de moyennes (I – J)	Signification
50-59 élèves	60-69 élèves	-1,667	0,542
	70-79 élèves	-2,114(*)	0,038
	80-89 élèves	-1,231	1
	90-99 élèves	0	1
60-69 élèves	70-79 élèves	-0,447	1
	80-89 élèves	0,436	1
	90-99 élèves	1,667	0,397
70-79 élèves	80-89 élèves	0,883	1
	90-99 élèves	2,114(*)	0,014
80-89 élèves	90-99 élèves	1,231	1

(\*)La différence de moyennes est significative au niveau 0,05.

Nos résultats sont significatifs. Il existe une relation entre la taille de la classe et les résultats en calcul des élèves faibles qui ont régressé.

Les coefficients de régression associés à l'organisation, à l'imposition, à la personnalisation, à l'évaluation positive, à la concrétisation et à l'affectivité négative sont significatifs (tableau 19, p. 136).

L'analyse factorielle montre que l'organisation et l'imposition sont reliées à la dimension 1 ; l'évaluation négative et l'affectivité négative, à la dimension 2 alors que la personnalisation et la concrétisation sont reliées à la dimension 3 (tableau 60, p. 168).

Les différences des résultats peuvent être expliquées en tenant compte du fait que les enseignants efficaces qui font moins régresser les élèves faibles utilisent, dans les classes de 70-79 élèves, plus fonctions d'organisation, de personnalisation et d'évaluation positive, et moins les fonctions d'imposition, de concrétisation et d'affectivité négative.

### 14.2.2. Les élèves faibles ayant progressé

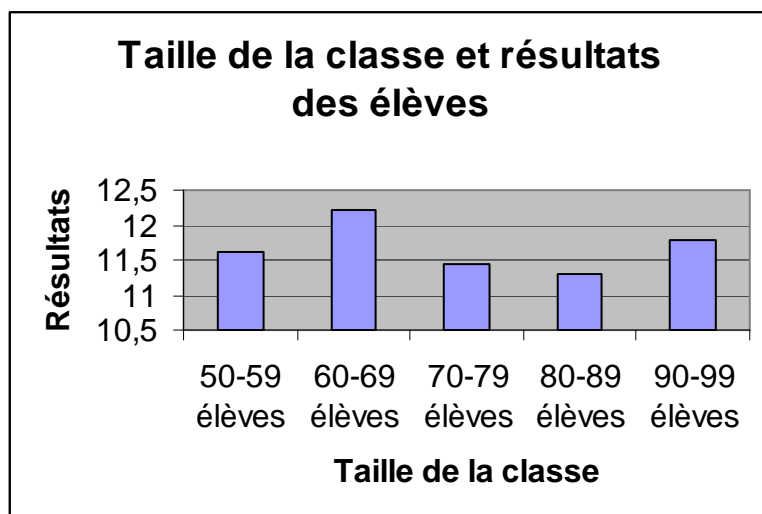
Le tableau 151 montre les gains obtenus (sur 70) en calcul, par 112 élèves faibles dont la taille de la classe est, soit 50-59 élèves, soit 60-69 élèves, soit 70-79 élèves, soit 80-89 élèves, soit 90-99 élèves. Existe-t-il des différences de gains de performances chez les élèves faibles selon la taille de la classe ?

**Tableau 151: Quelques indices statistiques en calcul selon la taille de la classe**

Taille de la classe	Nombre d'élèves	Moyenne	Médiane	Variance	Ecart type
50-59 élèves	23	11,609	10	33,1581	5,7583
60-69 élèves	9	12,222	10	19,4444	4,4096
70-79 élèves	45	11,444	10	40,4798	6,3624
80-89 élèves	21	11,31	12,5	41,5619	6,4469
90-99 élèves	14	11,786	10	13,8736	3,7247

Nous constatons que, pour les 5 niveaux de taille de la classe, le gain moyen des performances le plus élevé des élèves faibles est pour le niveau 60-69 élèves et le moins élevé pour le niveau 80-89 élèves. Se situent en intermédiaires, par ordre de mérite décroissant, les niveaux 90-99 élèves, 50-59 élèves et 70-79 élèves. Nous pouvons représenter graphiquement les gains moyens obtenus en calcul selon la taille de la classe.

**Figure 51: Représentation graphique des gains moyens en calcul selon la taille de la classe**



Cet aperçu descriptif (figure 51) indique que la classe 60-69 élèves serait a priori plus efficace mais nous aimerions connaître avec plus de précisions l'ampleur des différences.

La taille de la classe rend compte de 0,17% de la dispersion des gains en calcul des élèves faibles, ce qui peut être considéré comme négligeable ( $0\% < \eta^2$  inférieur à 4%).

**Question problème de recherche n°14.2.2** : Existe-t-il une relation entre la taille de la classe et les résultats en calcul des élèves faibles ayant progressé ?

**Hypothèse nulle n°14.2.2** : Il n'existe pas de relation entre la taille de la classe et les résultats en calcul des élèves faibles ayant progressé.

La mise en œuvre du test F de Fisher-Snedecor donne les résultats suivants :  $F(4,107) = 0,048$  et la signification (bilatérale) =  $0,996 > 0,05$ . Le test est non significatif. Nous acceptons l'hypothèse nulle selon laquelle il n'existe pas de différences des résultats en calcul des élèves faibles ayant progressé selon la taille de la classe.

Nos résultats ne sont pas significatifs. Il n'existe pas de relation entre la taille de la classe et les résultats en calcul des élèves faibles qui ont progressé.



Les coefficients de régression associés aux prédicteurs ne sont pas significatifs (tableau 21, p. 138).

L'analyse factorielle montre que l'imposition et le développement sont reliés à la dimension 1 ; la personnalisation et l'affectivité négative, à la dimension 2 ; l'évaluation positive et l'affectivité positive, à la dimension 3 alors que l'évaluation négative est reliée à la dimension 4 (tableau 63, p. 171).

Les résultats des deux premiers tests (le test F de Fisher-Snedecor et la régression multiple) sont cohérents, toujours non significatifs, ce qui nous permet de dire que l'absence de relation entre la taille de la classe et les résultats en calcul des élèves faibles ayant progressé serait due au lien non significatif entre l'augmentation des résultats en calcul des élèves faibles, d'une part, et la combinaison des fonctions d'enseignement, d'autre part.

### 14.2.3. Les élèves forts ayant régressé

Le tableau 152 montre les pertes (sur 70) obtenues en calcul, par 240 élèves dont la taille de la classe est, soit 50-59 élèves, soit 60-69 élèves, soit 70-79 élèves, soit 80-89 élèves, soit 90-99 élèves. Existe-t-il des différences des pertes des performances chez les élèves faibles selon la taille de la classe ?

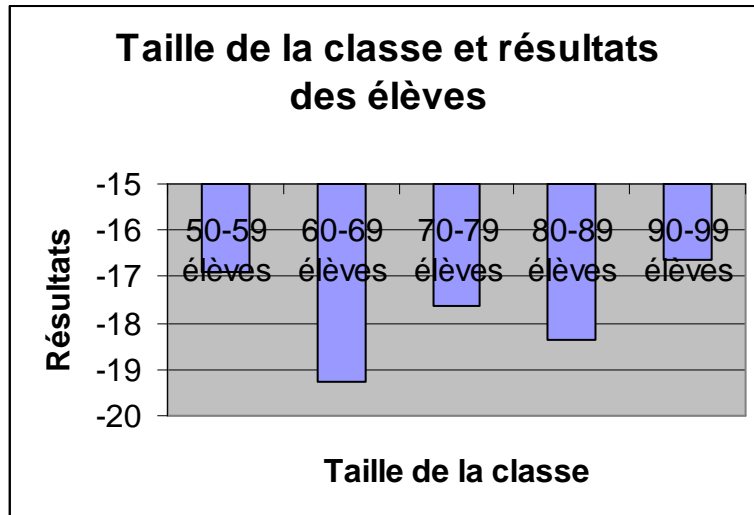
**Tableau 152: Quelques indices statistiques en calcul selon la taille de la classe**

Taille de la classe	Nombre d'élèves	Moyenne	Médiane	Variance	Ecart type
50-59 élèves	48	-16,885	-15	81,0345	9,0019
60-69 élèves	41	-19,28	-20	92,9756	9,6424
70-79 élèves	106	-17,627	-15	102,3098	10,1148
80-89 élèves	19	-18,368	-20	92,0234	9,5929
90-99 élèves	26	-16,654	-19	55,2754	7,4347

Nous constatons que, pour les 5 niveaux de taille de la classe, la perte moyenne la plus élevée en calcul des élèves forts est pour le niveau 60-69 élèves, et la moins élevée pour le niveau 90-99 élèves. Se situent en intermédiaires, par ordre de mérite croissant, les niveaux 80-89 élèves, 70-79 élèves et 50-59 élèves. Nous

pouvons représenter graphiquement les pertes moyennes obtenues en calcul selon la taille de la classe.

**Figure 52: Représentation graphique des gains moyens en calcul selon la taille de la classe**



Cet aperçu descriptif (figure 52) indique que le niveau 90-99 élèves serait a priori plus efficace que les autres tailles de la classe, mais nous aimerions connaître avec plus de précisions l'ampleur des différences.

La taille de la classe rend compte de 0,78% de la dispersion des pertes des résultats en calcul des élèves forts, ce qui peut être considéré comme négligeable ( $0\% < \eta^2$  inférieur à 4%).

**Question problème de recherche n°14.2.3 :** Existe-t-il une relation entre la taille de la classe et les résultats en calcul des élèves forts ayant régressé ?

**Hypothèse nulle n°14.2.3 :** Il n'existe pas de relation entre la taille de la classe et les résultats en calcul des élèves forts ayant régressé.

La mise en œuvre du test F de Fisher-Snedecor donne les résultats suivants :  $F(4,235) = 0,473$  et la signification (bilatérale) =  $0,755 > 0,05$ . Le test est non significatif. Nous acceptons l'hypothèse nulle selon laquelle il n'existe pas de différences de pertes de performances en calcul chez les élèves forts selon la taille de la classe.

Nos résultats ne sont pas significatifs. Il n'existe pas de relation entre la taille de la classe et les résultats en calcul des élèves forts ayant régressé.

Les coefficients de régression associés aux prédicteurs ne sont pas significatifs (tableau 23, p. 139).

L'analyse factorielle montre que l'imposition et l'évaluation positive sont reliées à la dimension 1 ; la concrétisation et l'affectivité négative, à la dimension 2 ; l'évaluation négative et l'affectivité positive, à la dimension 3 alors que l'organisation et le développement sont reliés à la dimension 4 (tableau 66, p. 174).

Les résultats des deux premiers tests (le test F de Fisher-Snedecor et la régression multiple) sont cohérents, ce qui nous permet de dire que l'absence de relation entre la taille de la classe et les résultats en calcul des élèves forts ayant régressé pourrait être due au lien non significatif entre la diminution des résultats en calcul des élèves forts, d'une part, et la combinaison des fonctions d'enseignement, d'autre part.

#### 14.2.4. Les élèves forts ayant progressé

Le tableau 153 montre les gains obtenus (sur 70) en calcul, par 37 élèves forts dont la taille de la classe est, soit 50-59 ans, soit 70-79 ans, soit 80-89 ans, soit 90-99 ans. Existe-t-il des différences de gains chez les élèves forts selon la taille de la classe ?

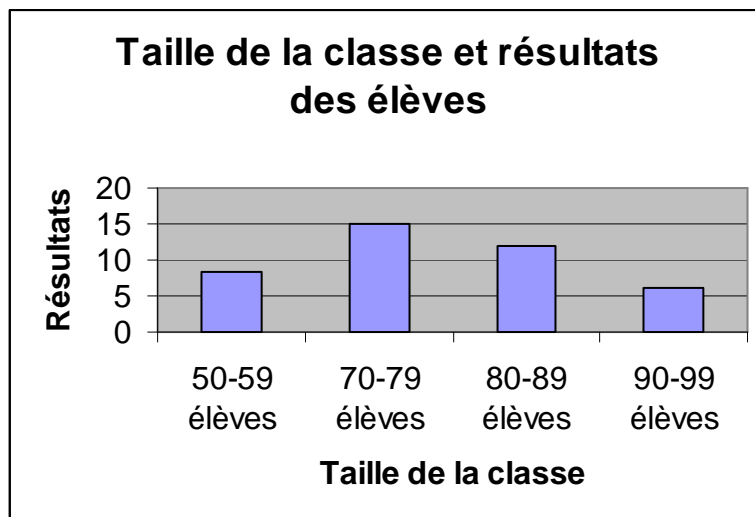
**Tableau 153: Quelques indices statistiques en calcul selon la taille de la classe**

Taille de la classe	Nombre d'élèves	Moyenne	Médiane	Variance	Ecart type
50-59 élèves	5	8,3	10	20,7	4,5497
70-79 élèves	22	15	15	80,9524	8,9974
80-89 élèves	5	12	8	79,5	8,9163
90-99 élèves	5	6	8	14	3,7417

Nous constatons que, pour les 4 niveaux de la taille de la classe, le gain moyen le plus élevé est pour le niveau 70-79 élèves, et le moins élevé pour 90-99

élèves. Se situent en intermédiaires, par ordre de mérite décroissant, les niveaux 80-89 élèves et 50-59 élèves. Nous pouvons représenter graphiquement les gains moyens obtenus selon la taille de la classe.

**Figure 53: Représentation graphique des gains moyens en calcul selon la taille de la classe**



Cet aperçu descriptif (figure 53) indique que le niveau 70-79 élèves serait a priori plus efficace que les autres niveaux de tailles de la classe, mais nous aimerions connaître avec plus de précisions l'ampleur des différences.

La taille de la classe rend compte de 15,7% de la dispersion des gains en calcul des élèves forts, ce qui peut être considéré comme intermédiaire ( $4\% < \eta^2$  inférieur à 16%).

**Question problème de recherche n°14.2.4** : Existe-t-il une relation entre la taille de la classe et les résultats en calcul des élèves forts ayant progressé ?

**Hypothèse nulle n°14.2.4** : Il n'existe pas de relation entre la taille de la classe et les résultats en calcul des élèves forts ayant progressé.

La mise en œuvre du test F de Fisher-Snedecor donne les résultats suivants :  $F(3,33) = 2,235$  et la signification (bilatérale) = 0,103% > 5%. Le test est non significatif. Nous acceptons l'hypothèse nulle selon laquelle il n'existe pas de différences de gains chez les élèves forts selon la taille de la classe.

Nos résultats ne sont pas significatifs. Il n'existe pas de relation entre la taille de la classe et les résultats en calcul des élèves forts ayant progressé.

Le coefficient de régression associé à l'évaluation négative est significatif (tableau 25, p. 140).

L'analyse factorielle montre que la personnalisation et l'évaluation positive sont reliées à la dimension 1 ; l'évaluation négative et l'affectivité positive, à la dimension 2 alors que l'organisation et l'imposition sont reliées à la dimension 3 (tableau 69, p. 177).

L'absence de relation entre la taille de la classe et les résultats en calcul des élèves forts ayant progressé pourrait être expliquée par la neutralisation de l'effet positif de l'évaluation négative par l'effet négatif d'autres facteurs d'échec scolaire qui n'ont pas été pris en compte dans notre cadre opératoire et nos hypothèses de recherche, ce qui suggère ainsi les perspectives des recherches ultérieures.

#### **14.2.5. Les élèves nouveaux ayant régressé**

Le tableau 154 montre les pertes obtenues (sur 70) en calcul, par 204 élèves nouveaux dont la taille de la classe est, soit 50-59 élèves, soit 60-69 élèves, soit 70-79 élèves, soit 80-89 élèves, soit 90-99 élèves. Existe-t-il des différences de pertes chez les élèves nouveaux selon la taille de la classe ?

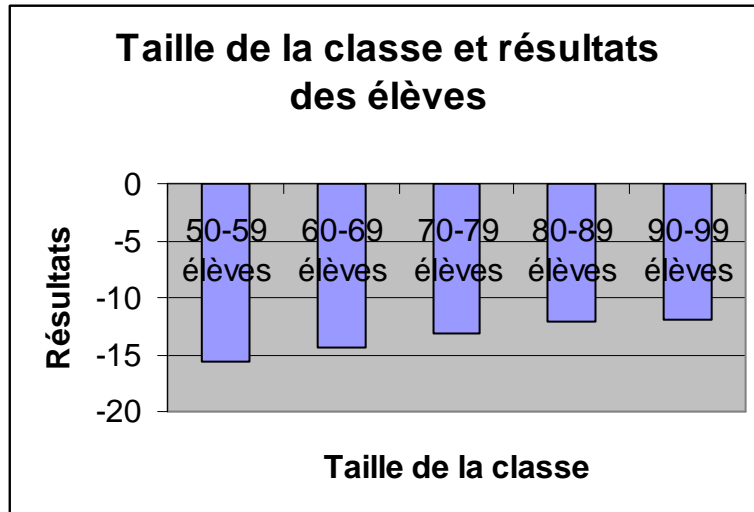
**Tableau 154: Quelques indices statistiques en calcul selon la taille de la classe**

Taille de la classe	Nombre d'élèves	Moyenne	Médiane	Variance	Ecart type
50-59 élèves	38	-15,579	-10	81,0071	9,0004
60-69 élèves	29	-14,31	-10	81,6502	9,0361
70-79 élèves	104	-13,13	-10	71,4709	8,454
80-89 élèves	15	-12,067	-10	65,4952	8,0929
90-99 élèves	18	-12	-10	28,7059	5,3578

Nous constatons que, pour les 5 niveaux de la taille de la classe, la perte moyenne la plus élevée en calcul est pour le niveau 50-59 élèves, et la moins élevée pour le niveau 90-99 élèves. Se situent en intermédiaires, par ordre de mérite croissant, les niveaux 60-69 élèves, 70-79 élèves, et 80-89 élèves.

Nous pouvons représenter graphiquement les pertes moyennes obtenues en calcul selon la taille de la classe.

**Figure 54: Représentation graphique des gains moyens en calcul selon la taille de la classe**



Cet aperçu descriptif (figure 54) indique que le niveau 90-99 élèves serait a priori plus efficace que les autres niveaux de la taille de la classe, mais nous aimerions connaître avec plus de précision l'ampleur des différences.

La taille de la classe rend compte de 2,31% de la dispersion des pertes en calcul des élèves nouveaux, ce qui peut être considéré comme négligeable ( $0\% < \eta^2$  inférieur à 4%).

**Question problème de recherche n°14.2.5** : Existe-t-il une relation entre la taille de la classe et les résultats en calcul des élèves nouveaux ayant régressé ?

**Hypothèse nulle n°14.2.5** : Il n'existe pas de relation entre la taille de la classe et les résultats en calcul des élèves nouveaux ayant régressé.

La mise en œuvre du test F de Fisher-Snedecor donne les résultats suivants :  $F(4,199) = 0,948$  et la signification (bilatérale) =  $0,437 > 0,05$ . Le test est non significatif. Nous acceptons l'hypothèse nulle selon laquelle il n'existe pas de différences de pertes de performances chez les élèves nouveaux selon la taille de la classe.

Nos résultats ne sont pas significatifs. Il n'existe pas de relation entre la taille de la classe et les résultats en calcul des élèves nouveaux ayant régressé.

Le coefficient de régression associé à l'organisation est significatif (tableau 27, p. 141).

L'analyse factorielle montre que le développement et l'évaluation positive sont reliés à la dimension 1 ; la personnalisation et la concrétisation, à la dimension 2 alors que l'évaluation négative et l'affectivité négative sont reliées à la dimension 3 (tableau 72, p. 179).

L'absence de relation entre la taille de la classe et les résultats en calcul des élèves nouveaux ayant régressé pourrait être expliquée par la neutralisation de l'effet positif de l'organisation par l'effet négatif d'autres facteurs d'échec scolaire qui n'ont pas été pris en compte dans notre cadre opératoire et nos hypothèses de recherche, ce qui suggère ainsi les perspectives des recherches ultérieures.

#### **14.2.6. Les élèves nouveaux ayant progressé**

Le tableau 155 montre les gains obtenus (sur 70) en calcul, par 89 élèves nouveaux dont la taille de la classe est, soit 50-59 élèves, soit 60-69 élèves, soit 70-79 élèves, soit 80-89 élèves, soit 90-99 élèves. Existe-t-il des différences de gains de performances chez les élèves nouveaux selon la taille de la classe?

**Tableau 155: Quelques indices statistiques en calcul selon la taille de la classe**

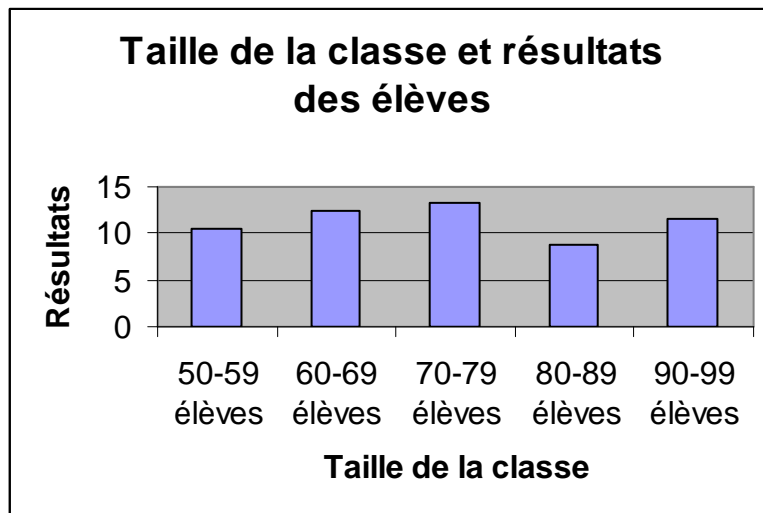
Taille de la classe	Nombre d'élèves	Moyenne	Médiane	Variance	Ecart type
50-59 élèves	18	10,528	10	25,8962	5,0888
60-69 élèves	4	12,5	10	25	5
70-79 élèves	52	13,269	10	57,73	7,598
80-89 élèves	9	8,889	9	31,8611	5,6446
90-99 élèves	6	11,667	10	16,6667	4,0825

Nous constatons que, pour les 5 niveaux de la taille de la classe, le gain moyen de performance en calcul le plus élevé des élèves nouveaux est pour le niveau 70-79 élèves, et le moins élevé pour le niveau 80-89 élèves. Se situent en

intermédiaires, par ordre de mérite décroissant, les niveaux 60-69 élèves, 90-99 élèves, et 50-59 élèves.

Nous pouvons représenter graphiquement les gains moyens en calcul obtenus selon la taille de la classe.

**Figure 55: Représentation graphique des gains moyens en calcul selon la taille de la classe**



Cet aperçu descriptif (figure 55) indique que la taille 70-79 élèves serait a priori plus efficace que les autres tailles de la classe, mais nous aimerions connaître avec plus de précision l'ampleur des différences. La taille de la classe rend compte de 5,04% de la dispersion des gains en calcul des élèves nouveaux, ce qui peut être considéré comme intermédiaire ( $4\% < \eta^2$  inférieur à 16%).

**Question problème de recherche n°14.2.6 :** Existe-t-il une relation entre la taille de la classe et les résultats en calcul des élèves nouveaux qui ont progressé ?

**Hypothèse nulle n°14.2.6 :** Il n'existe pas de relation entre la taille de la classe et les résultats en calcul des élèves nouveaux ayant progressé.

La mise en œuvre du test F de Fisher-Snedecor donne les résultats suivants :  $F(4,84) = 1,162$  et la signification (bilatérale) =  $0,334 > 0,05$ . Le test est non significatif. Nous acceptons l'hypothèse nulle selon laquelle il n'existe pas de différences de gains de performances en calcul chez les élèves nouveaux selon la taille de la classe.



Nos résultats ne sont pas significatifs. Il n'existe pas de relation entre la taille de la classe et les résultats en calcul des élèves nouveaux ayant progressé.

Les coefficients de régression associés aux prédicteurs ne sont pas significatifs (tableau 29, p. 142).

L'analyse factorielle montre que l'imposition et l'évaluation positive sont reliées à la dimension 1 ; la personnalisation et l'affectivité négative, à la dimension 2 ; l'évaluation négative, à la dimension 3 alors que l'organisation et le développement sont reliés à la dimension 4 (tableau 75, p. 182).

Les résultats des deux premiers tests (le test F de Fisher-Snedecor et la régression multiple) sont cohérents, toujours non significatifs, ce qui nous permet de dire que l'absence de relation entre la taille de la classe et les résultats en calcul des élèves nouveaux ayant progressé serait due au lien non significatif entre l'augmentation des résultats en calcul des élèves nouveaux, d'une part, et la combinaison des fonctions d'enseignement, d'autre part.

#### **14.2.7. Les élèves redoublants ayant régressé**

Le tableau 156 montre les pertes des résultats obtenues (sur 70) en calcul, par 138 élèves redoublants dont la taille de la classe est, soit 50-59 élèves, soit 60-69 élèves, soit 70-79 élèves, soit 80-89 élèves, soit 90-99 élèves. Existe-t-il des différences de pertes de performances chez les élèves redoublants ?

**Tableau 156: Quelques indices statistiques en calcul selon la taille de la classe**

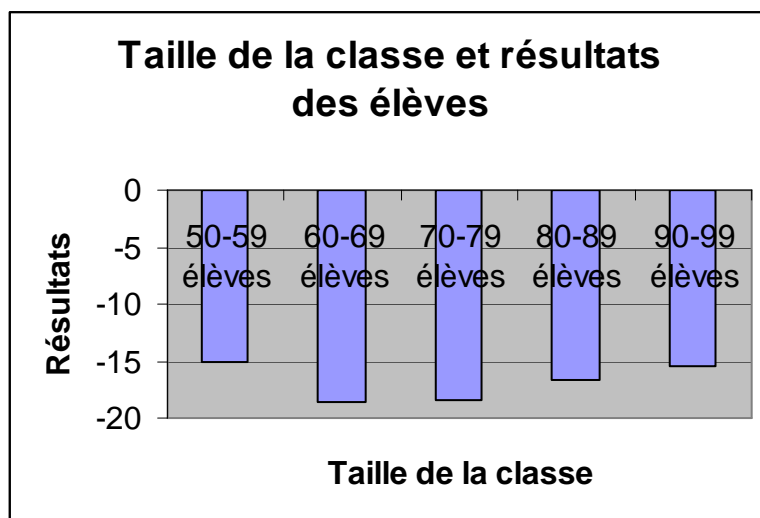
Taille de la classe	Nombre d'élèves	Moyenne	Médiane	Variance	Ecart type
50-59 élèves	23	-15,152	-13	58,8053	7,6685
60-69 élèves	27	-18,537	-20	99,3255	9,9662
70-79 élèves	46	-18,478	-15	128,4773	11,3348
80-89 élèves	17	-16,588	-20	83,5074	9,1382
90-99 élèves	25	-15,48	-12	50,9267	7,1363

Nous constatons que, pour les 5 niveaux de la taille de la classe, la perte de performance moyenne en calcul la plus élevée des élèves redoublants est pour le

niveau 60-69 élèves, et la moins élevée pour le niveau 50-59 élèves. Se situent en intermédiaires, par ordre de mérite croissant, les niveaux 70-79 élèves, 80-89 élèves et 90-99 élèves.

Nous pouvons représenter graphiquement les pertes moyennes en calcul obtenues selon la taille de la classe.

**Figure 56: Représentation graphique des gains moyens en calcul selon la taille de la classe**



Cet aperçu descriptif (figure 56) indique que le niveau 50-59 élèves serait a priori plus efficace que les autres niveaux de la taille de la classe, mais nous aimerions connaître avec plus de précisions l'ampleur des différences.

La taille de la classe rend compte de 2,32% de la dispersion des pertes des résultats en calcul des élèves redoublants, ce qui peut être considéré comme négligeable ( $0\% < \eta^2$  inférieur à 4%).

**Question problème de recherche n°14.2.7** : Existe-t-il une relation entre la taille de la classe et les résultats en calcul des élèves redoublants ayant régressé ?

**Hypothèse nulle n°14.2.7** : Il n'existe pas de relation entre la taille de la classe et les résultats en calcul des élèves redoublants ayant régressé.

La mise en œuvre du test F de Fisher-Snedecor donne les résultats suivants :  $F(4,133) = 0,816$  et la signification (bilatérale) =  $0,517 > 0,05$ . Le test est non significatif. Nous acceptons l'hypothèse nulle selon laquelle il n'existe pas de

différences de pertes de performances en calcul chez les élèves redoublants selon la taille de la classe.

Nos résultats ne sont pas significatifs. Il n'existe pas de relation entre la taille de la classe et les résultats en calcul des élèves redoublants ayant régressé.

Tous les coefficients associés aux prédicteurs ne sont pas significatifs (tableau 31, p. 143).

L'analyse factorielle montre que l'organisation et le développement sont reliés à la dimension 1 ; la concrétisation et l'affectivité négative, à la dimension 2 ; l'imposition et l'évaluation positive, à la dimension 3 alors que l'évaluation négative et l'affectivité positive sont reliées à la dimension 4 (tableau 78, p. 185).

Les résultats des deux premiers tests (le test F de Fisher-Snedecor et la régression multiple) sont cohérents, toujours non significatifs, ce qui nous permet de dire que l'absence de relation entre la taille de la classe et les résultats en calcul des élèves redoublants ayant régressé serait due au lien non significatif entre la diminution des résultats en calcul des élèves redoublants, d'une part, et la combinaison des fonctions d'enseignement, d'autre part.

#### **14.2.8. Les élèves redoublants ayant progressé**

Le tableau 157 montre les gains obtenus (sur 70) en calcul, par 60 élèves redoublants dont la taille de la classe est, soit 50-59 élèves, soit 60-69 élèves, soit 70-79 élèves, soit 80-89 élèves, soit 90-99 élèves.

Existe-t-il des différences de gains de performances chez les élèves redoublants selon la taille de la classe?

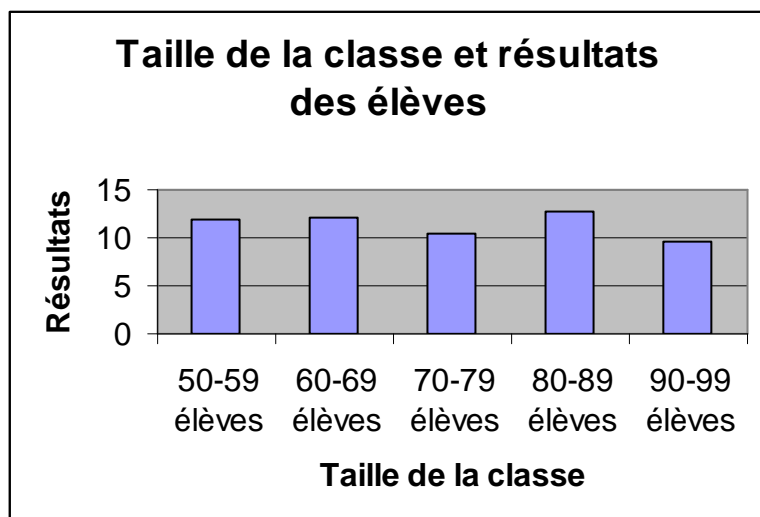
**Tableau 157: Quelques indices statistiques en calcul selon la taille de la classe**

Taille de la classe	Nombre d'élèves	Moyenne	Médiane	Variance	Ecart type
50-59 élèves	10	11,9	10	44,9889	6,7074
60-69 élèves	5	12	10	20	4,4721
70-79 élèves	15	10,333	10	44,5238	6,6726
80-89 élèves	17	12,794	13	50,4081	7,0999
90-99 élèves	13	9,615	10	21,5897	4,6465

Nous constatons que, pour les 5 niveaux de la taille de la classe, le gain moyen le plus élevé en calcul des élèves redoublants est pour le niveau 80-89 élèves, et le moins élevé pour le niveau 90-99 élèves. Se situent en intermédiaires, par ordre de mérite décroissant, les niveaux 60-69 élèves, 50-59 élèves et 70-79 élèves.

Nous pouvons représenter graphiquement les gains moyens en calcul obtenus selon la taille de la classe.

**Figure 57: Représentation graphique des gains moyens en calcul selon la taille de la classe**



Cet aperçu descriptif (figure 57) indique que le niveau 80-89 élèves serait a priori plus efficace que les autres niveaux de la taille de la classe mais nous aimerions connaître avec plus de précisions l'ampleur des différences.

La taille de la classe rend compte de 3,87% de la dispersion des gains scolaires en calcul des élèves redoublants, ce qui peut être considéré comme négligeable ( $0\% < \eta^2$  inférieur à 4%).

**Question problème de recherche n°14.2.8** : Existe-t-il une relation entre la taille de la classe et les résultats en calcul des élèves redoublants ayant progressé ?

**Hypothèse nulle n°14.2.8** : Il n'existe pas de relation entre la taille de la classe et les résultats en calcul des élèves redoublants ayant progressé.

La mise en œuvre du test F de Fisher-Snedecor donne les résultats suivants :  $F(4,55) = 0,6$  et la signification (bilatérale) =  $0,664 > 0,05$ . Le test est non significatif. Nous acceptons l'hypothèse nulle selon laquelle il n'existe pas de différences de gains de performances en calcul chez les élèves redoublants selon la taille de la classe.

Nos résultats ne sont pas significatifs. Il n'existe pas de relation entre la taille de la classe et les résultats en calcul des élèves redoublants ayant progressé.

Les coefficients associés aux prédicteurs ne sont pas significatifs (tableau 33, p. 144).

L'analyse factorielle montre que l'imposition et le développement sont reliés à la dimension 1 ; la personnalisation et l'affectivité négative, à la dimension 2 alors que l'évaluation négative et l'affectivité positive sont reliées à la dimension 3 (tableau 81, p. 188).

Les résultats des deux premiers tests (le test F de Fisher-Snedecor et la régression multiple) sont cohérents, toujours non significatifs, ce qui nous permet de dire que l'absence de relation entre la taille de la classe et les résultats en calcul des élèves redoublants ayant progressé serait due au lien non significatif entre l'augmentation des résultats en calcul des élèves redoublants, d'une part, et la combinaison des fonctions d'enseignement, d'autre part.

En résumé, il existe une relation entre la taille de la classe et les résultats en calcul des élèves faibles ayant régressé. Par contre, il n'existe pas de relation entre la taille de la classe et les résultats en calcul des élèves faibles ayant progressé, les élèves forts ayant régressé, les élèves forts ayant progressé, les élèves nouveaux ayant régressé, les élèves nouveaux ayant progressé, les élèves redoublants ayant régressé et les élèves redoublants ayant progressé.

## Synthèse du chapitre 14

Existe-t-il une relation entre la taille de la classe et les résultats des élèves ? En français, nos résultats montrent (tableau 111, p. 260) qu'il n'existe pas de relation entre la taille de la classe et les résultats des élèves faibles ayant régressé. Par contre, il existe une relation entre la taille de la classe et les résultats des élèves suivants : les élèves faibles ayant progressé, des élèves forts ayant régressé, les élèves forts ayant progressé, les élèves nouveaux ayant régressé, les élèves nouveaux ayant progressé, les élèves redoublants ayant régressé et les élèves redoublants ayant progressé.

En calcul, nos résultats montrent qu'il n'existe pas de relation entre la taille de la classe et les résultats des élèves suivants : les élèves faibles ayant progressé, les élèves forts ayant régressé, les élèves forts ayant progressé, les élèves nouveaux ayant régressé, les élèves nouveaux ayant progressé, les élèves redoublants ayant régressé et les élèves redoublants ayant progressé. Par contre, il existe une relation entre la taille de la classe et les résultats des élèves faibles ayant régressé.

La taille de la classe apparaît avoir des effets modestes, mais statistiquement significatifs, sur l'augmentation des performances en mathématiques et en lecture, qui diminuent pendant que les élèves progressent au niveau de l'école (Rivkin et al., 2005).

Partiellement compatible aux efforts expérimentaux et des statistiques récents d'identifier les effets de la taille de la classe, Rivkin et ses collaborateurs trouvent que l'abaissement de la taille de la classe exerce un effet positif sur les performances en mathématiques et en lecture, cependant, l'importance de l'effet est petit, en particulier au 5<sup>ème</sup> niveau. Les coûts de la réduction de la taille de la classe n'ont pas été bien estimés, mais sont susceptibles de dépasser l'augmentation proportionnelle du nombre d'enseignants nécessaires au personnel des petites salles de classes. D'abord, la réduction de la taille de la classe entraîne presque certainement à plus de dépenses de soutien (Hanushek, 1999 ; Jepsen et Rivkin, 2002).

Bressoux et ses collaborateurs (2006) trouvent que l'effet de la taille de la classe s'avère négatif et significatif : une plus petite taille de la classe améliore les performances de l'élève. L'impact est estimé entre -0,3 et -0,5 scores. Par conséquent, la formation des enseignants est équivalente à la réduction de la taille de la classe de 10 élèves, en termes des scores finaux au test en mathématiques. Il faut noter que cette équivalence est vraie, en moyenne, mais les effets varient selon les caractéristiques des classes. L'effet de la taille de la classe est bien plus bénéfique dans les classes ; ces élèves bénéficieraient plus d'une diminution de la taille de la classe. L'effet est particulièrement grand pour les classes dans les zones d'éducation prioritaire. Au contraire, il semble que de telles classes ne tirent pas bénéfice de la formation de leurs enseignants.

L'indicateur de la taille de la classe est le ratio élèves/enseignants. Les élèves des classes nombreuses ont évidemment moins de temps de travail que ceux qui sont dans des classes de petite taille. C'est parce qu'ils disposent d'un temps adéquat de travail en classe que les élèves qui sont dans des classes de taille plus élevée qu'ils tendent à avoir de meilleurs résultats (Diambomba et al., 1996).

Fuller (1986) a trouvé dans sa recension que 5 études sur 9 concluent à un effet négatif ou nul de la taille de l'école sur les résultats scolaires des élèves, il a trouvé le même résultat, mais dans une proportion encore plus importante, 16 sur 21 études recensées, en ce qui concerne l'influence de la taille de la classe sur le rendement scolaire des élèves. Il conclut qu'il n'y a qu'une étude portant sur les résultats aux épreuves en sciences de 837 élèves d'écoles urbaines de Colombie à avoir trouvé que des classes de taille plus petite au niveau primaire sont significativement reliées à des rendements scolaires élevés.

La relation était négative entre la taille de la classe et les niveaux de performance des élèves dans les études de Duru-Bellat et Jarousse (1989) au Niger et Mingat et Jarousse (1989) au Togo.

Concernant la taille de la classe, Lemrabott (2003) a considéré cette situation comme celle de la non linéarité de la variable en testant la spécificité par segments avec une répartition en trois catégories, ce qui a permis la création de trois variables : petit effectif, moyen et grand. En prenant comme référence le petit effectif (entre 16 et 45 élèves) dans les estimations économétriques, il a pu déterminer les effets du moyen

effectif (entre 45 et 60 élèves) et du grand effectif (supérieur à 60 élèves) sur les acquisitions des élèves. Ainsi, toutes choses égales par ailleurs, un élève scolarisé dans une classe d'effectif moyen perd en moyenne 3,8 points d'acquisition en arabe et 3,4 points d'acquisition en mathématiques comparativement à un autre scolarisé dans une classe à petit effectif. L'élève scolarisé dans une classe à grand effectif perd en moyenne plus de points en arabe et en mathématiques respectivement 7,5 et 4,8 points.

Les travaux sur le Panel d'Enquêtes sur l'Amérique Latine souligne l'intérêt, en termes de gains d'acquisitions des élèves, d'une diminution des classes surchargées, pour admettre comme efficaces des tailles entre 35 et 45 élèves (Demeuse et al., 2005).

Curieusement, on observe une absence d'effet de la fréquentation de classes surchargées sur les performances des élèves : pratiquement pas d'effet au grade 2 et 2% d'écart type au grade 5 pour les élèves supplémentaires (UNESCO, 2000). Jusqu'à une taille de classe de 62 élèves, les élèves supplémentaires ne jouent pas sur les apprentissages moyens, au-delà de ce nombre, ils semblent constituer un frein sur le niveau des apprentissages. Ce constat pourrait s'expliquer par la pédagogie relativement autoritaire et frontale mise en œuvre dans les pays étudiés, pratique qui n'aide pas à tirer parti, comme dans les classes à faibles effectifs, des relations enseignant-élèves plus personnalisées.

Dans notre recherche, les enseignants plus efficaces en français, comme en calcul, utiliseraient plus ou moins, dans leurs classes, les fonctions d'enseignement selon le type de leçon et les caractéristiques des élèves. De plus, il importe de souligner qu'il nous est apparu nécessaire d'explorer, dans la perspective de la thèse, d'autres facteurs de réussite (ou d'échec) scolaire non pris en compte dans le cadre opératoire et les hypothèses de recherche.



## **Synthèse des chapitres 11, 12, 13 et 14**

La section 11.1, en rapport avec l'étude de la relation entre les pratiques d'enseignement et les résultats des élèves montre qu'en français les coefficients de régression associés aux prédicteurs sont significatifs, excepté chez les élèves faibles ayant régressé et chez les élèves redoublants ayant régressé.

En calcul, les coefficients de régression associés aux prédicteurs ne sont pas significatifs, excepté chez les élèves faibles ayant régressé, les élèves forts ayant progressé et chez les élèves nouveaux ayant régressé.

La section 11.2 relative aux dimensions des pratiques d'enseignement montre qu'en français le nombre de dimensions extraites est de 3 pour les élèves faibles ayant régressé, les élèves forts ayant régressé, les élèves nouveaux ayant régressé, les élèves redoublants ayant régressé et pour les élèves redoublants ayant progressé alors que ce nombre est de 4 pour les élèves faibles ayant progressé, les élèves forts ayant progressé et les élèves nouveaux ayant progressé.

En calcul, le nombre de dimensions extraites est de 3 pour les élèves faibles ayant régressé, les élèves forts ayant régressé, les élèves nouveaux ayant régressé et pour les élèves redoublants ayant progressé alors que ce nombre est de 4 pour les élèves faibles ayant progressé, les élèves forts ayant progressé, les élèves nouveaux ayant progressé et pour les élèves redoublants ayant régressé.

En français, nos résultats montrent qu'il n'existe pas de relation entre le diplôme des enseignants et les résultats des élèves faibles, nouveaux et redoublants ayant régressé. Par contre, il existe une relation entre le diplôme des enseignants de français et les résultats des élèves faibles ayant progressé, les élèves forts ayant régressé, les élèves forts ayant progressé, les élèves nouveaux ayant progressé et les élèves redoublants ayant progressé.

Il n'existe pas de relation entre l'expérience des enseignants et les résultats des élèves faibles ayant régressé, les élèves faibles ayant progressé, les élèves forts ayant régressé, les élèves nouveaux ayant régressé, les élèves nouveaux ayant progressé, les élèves redoublants ayant régressé et les élèves redoublants ayant progressé. Par contre, il existe une relation entre l'expérience des enseignants de français et les résultats des élèves forts ayant progressé.

Il n'existe pas de relation entre la taille de la classe et les résultats des élèves faibles ayant régressé en français. Par contre, il existe une relation entre la taille de la classe et les résultats en français des élèves faibles ayant progressé, les élèves forts ayant régressé, les élèves forts ayant progressé, les élèves nouveaux ayant régressé, les élèves redoublants ayant régressé et les élèves redoublants ayant progressé.

En calcul, nos résultats montrent qu'il existe une relation entre le diplôme des enseignants et les résultats des élèves faibles ayant régressé. Par contre, il n'existe pas de relation entre le diplôme des enseignants de calcul et les résultats des élèves faibles ayant progressé, les élèves forts ayant régressé, les élèves forts ayant progressé, les élèves nouveaux ayant régressé, les élèves nouveaux ayant progressé, les élèves redoublants ayant régressé et les élèves redoublants ayant progressé.

Il existe une relation entre l'expérience des enseignants de calcul et les résultats des élèves faibles ayant régressé et les élèves forts ayant régressé. Par contre, il n'existe pas de relation entre l'expérience des enseignants de calcul et les résultats des élèves faibles ayant progressé, les élèves forts ayant progressé, les élèves nouveaux ayant régressé, les élèves nouveaux ayant progressé, les élèves redoublants ayant régressé et les élèves redoublants ayant progressé.

Il existe une relation entre la taille de la classe et les résultats en calcul des élèves faibles ayant régressé. Par contre, il n'existe pas de relation entre la taille de la classe et les résultats en calcul des élèves faibles ayant progressé, les élèves forts ayant régressé, les élèves forts ayant progressé, les élèves nouveaux ayant régressé, les élèves nouveaux ayant progressé, les élèves redoublants ayant régressé et les élèves redoublants ayant progressé.

Nos résultats montrent que les enseignants efficaces en français et ou en calcul utilisent plus ou moins les fonctions d'enseignement selon le type de leçon et les caractéristiques des élèves. En plus, il importe d'explorer l'effet d'autres facteurs de réussite (ou d'échec) scolaire non pris en compte dans le cadre opératoire et les hypothèses de recherche.

## CONCLUSION GENERALE ET PERSPECTIVES

Au début de la recherche, nous voudrions identifier les pratiques d'enseignement les plus efficaces sur lesquelles l'on peut insister si l'on veut améliorer la situation des enseignants les moins efficaces auprès des élèves faibles versus forts, nouveaux versus redoublants en vue d'atteindre une éducation de meilleure qualité pour tous.

Lors de l'analyse et l'interprétation des résultats, l'alignement des résultats de la relation entre les caractéristiques socio professionnelles des enseignants et les résultats des élèves à ceux de la relation entre les pratiques d'enseignement et les résultats des élèves nous a permis d'obtenir 5 cas de figures :

1) « Non significative » et « non significative » (19 cas sur 48, soit 39,58%). L'absence de relation entre les caractéristiques socio professionnelles des enseignants et les résultats des élèves pourrait être due au lien non significatif entre les résultats des élèves d'une part et la combinaison des fonctions d'enseignement d'autre part.

2) « Significative » et « significative » (15 cas sur 48, soit 31,25%). Les enseignants efficaces auprès des élèves utilisent plus les fonctions « X » et moins les fonctions « Y ».

3a) « Non significative » et « significative » (6 cas sur 48, soit 12,5%). L'absence de relation entre les caractéristiques socio professionnelles des enseignants pourrait être expliquée par la neutralisation de l'effet positif des fonctions d'enseignement « X » par l'effet négatif des fonctions d'enseignement « Y ».

3b) « Non significative » et « significative » (6 cas sur 48, soit 12,5%). L'absence de relation entre les caractéristiques socio professionnelles des enseignants et les résultats des élèves pourrait être expliquée par la neutralisation de l'effet de la fonction d'enseignement « X » par l'effet des facteurs de réussite (ou d'échec) scolaire non pris en compte dans notre cadre opératoire et nos hypothèses de recherche.

4) « Significative » et « non significative » (2 cas sur 48, soit 4,17%). Les élèves des enseignants « X » ont des résultats plus élevés que ceux des enseignants « Y ». Ceci pourrait s'expliquer par des facteurs de réussite et d'échec non pris en compte dans notre cadre opératoire et hypothèses de recherche.

Ainsi donc, nos résultats nous suggèrent d'élargir notre cadre opératoire et hypothèses de recherche aux autres facteurs de réussite (ou d'échec) scolaire pour pouvoir identifier les pratiques d'enseignement les plus efficaces pour les 8 derniers cas sur 48 (16,67%).

Dans la perspective des recherches ultérieures, il s'avère nécessaire de faire une recherche complémentaire qui tiendrait compte d'autres facteurs de réussite (d'échec) aux tests cantonaux, soulevés précédemment dans les analyse des rapports d'inspection du canton D de la mairie de Bujumbura, de 2003 à 2009, comme l'encadrement, la préparation des leçons, la régularité et l'assiduité au service, la consultation des chapitres à remédier, la maîtrise de la méthodologie des disciplines d'enseignement, le problème des livres, le problème d'organisation, l'irrégularité des élèves, l'accès aux repas, la formulation des question et l'avancement des élèves faibles.

Dans cette perspective des recherches ultérieures, il faudrait aussi tenir compte des facteurs d'échec scolaire soulevés dans les rapports des directions scolaires de Busoro, Kinanira, Musaga I et Musaga II, de 2001 à 2009, comme l'indiscipline des élèves, le niveau bas des élèves, le temps de la révision de la matière, la disponibilité des enseignants, la motivation des élèves, l'encadrement par les parents, l'effectif des élèves, l'indulgence des enseignants, l'enseignement du français en kirundi, l'exploitation du matériel didactique, le problème des livres, la préparation des leçons, la qualité de la surveillance aux tests, l'absence des élèves et l'avancement du programme, etc.

Il nous faut aussi identifier les déterminants de la stagnation de 183 élèves en calcul et de 21 élèves en français sur un total de 674 élèves.

Enfin, nous nous sommes limité à l'analyse « macro » (les 9 fonctions de la grille de De Landsheere, 1982). Dans la perspective des recherches ultérieures, nous allons nous concentrer sur l'analyse « micro » (les 46 sous fonctions ou sous catégories de ladite grille).

La présente recherche n'a pas pris en compte les caractéristiques socio professionnelles et les pratiques d'enseignement des enseignants de kirundi et d'étude du milieu, disciplines évaluées aussi au test cantonal. Il s'avère aussi nécessaire d'évaluer, dans les recherches ultérieures, l'efficacité d'autres disciplines enseignées à l'école primaire, jugées secondaires et ne faisant pas l'objet d'évaluations externes, comme l'éducation physique, les travaux pratiques, la musique, etc.

## REFERENCES BIBLIOGRAPHIQUES

ACCT. (1992). *Contraintes de l'ajustement structurel et avenir de l'éducation et de la formation dans les pays francophones en développement*. Bordeaux : Actes du Colloque international de l'ACCT.

ADEA (2004). *La réforme de la formation initiale des maîtres en Guinée, Expériences africaines, Etudes de cas nationales*. Paris : l'Harmattan.

African Region Human Development. (2005). *Le système éducatif guinéen: Diagnostic et perspectives pour la politique éducative dans le contexte de contraintes macro-économiques fortes et de réduction de la pauvreté*. Washington: Banque mondiale.

Akin-Aina, T. (1994). *Qualité et pertinence : les universités africaines au 21<sup>ème</sup> siècle*. Lesotho : Association des universités africaines.

Anderson, L.W. (1992). *Accroître l'efficacité des enseignants*. Paris: IIEP.

Angrist, J.D. et Lavy, V. (1998). « *Using Social Security Data on Military Applicants to Estimate the Effect of Military Service Earnings* », *Econometrica*, 66(2), 249-288.

Angrist, J.D. et Lavy, V. (1999). "*Using Maimonides' Rule to Estimate the Effect of Class Size on Scholastic Achievement*". *Quarterly Journal of Economics*, 114, 533–575.

Angrist, J.D. et Lavy, V. (2001). "*Does Teacher Training Affect Pupil Learning? Evidence from Matched Comparisons in Jerusalem Public Schools*". *Journal of Labor Economics*, 19(2), 343-369.

Ardoino, L. (1984). *Pédagogie du projet ou projet éducatif?* *Pour*, 94,5-13.

Armor, D. J., Conry-Oseguera, P., Cox, M., King, N., McDonnell, L., Pascal, A., Pauly, E., and Zellman, G. (1976). *Analysis of the School Preferred Reading Program in Selected Los Angeles Minority Schools*. Santa Monica, CA: Rand Corp.

Ashenfelter, O.A. (1978). "Estimating the Effect of Training Programs on Earnings to Estimate the Effect of Training Programs on Earnings", *Review of Economics and Statistics*, 67(4), 648-660.

Ashenfelter, O.A., and Card, D. (1985). "Using the Longitudinal Structure of Earnings to Estimate the Effect of Training Programs on Earnings." *Review of Economics and Statistics*, 67(4), 648–660.

Assie-Lumumba, N.T. (1994). *Les problèmes de demande d'accès et d'équité dans l'enseignement supérieur : politiques passées, pratiques actuelles et comment se préparer au 21<sup>ème</sup> siècle*. Lesotho : Association des universités africaines.

Banque mondiale. (1988). *L'éducation en Afrique subsaharienne : pour une stratégie d'ajustement, de revitalisation et d'expansion*. Washington : Banque mondiale.

Banque mondiale. (1992). *Revitalisation de l'enseignement supérieur au Sénégal : les enjeux de la réforme*. Washington : Banque mondiale.

Banque mondiale. (2003). *Rapport sur le développement dans le monde: Développement durable dans un monde dynamique*. Paris : Editions ESKA.

Barahinduka, E. (2006). *Les déterminants de la réussite scolaire. Le cas du concours national à la fin de la scolarité primaire au Burundi*. Mémoire de Master en Sciences de l'Education non publié, Université Cheikh Anta Diop, Dakar, Sénégal.

Barr, A. S. (1948). *The Measurement and Prediction of Teaching Efficiency: A Summary of Investigations*. *Journal of Experimental Education*, 16, pp. 203-283.

Bartel, A.P. (1995). « *Training, Wage Growth and Job Performance : Evidence from a Company Database* », *Journal of Labor Economics*, 13(3), 401-425.

Behram, J.R. ; Khan, S. ; Ross, D.; and Sabot, R. (1997). "School Quality Quality and Cognitive Achievement Production: A Case Study for Rural Pakistan", *Economics of Education Review*, 16(2), 127-142.

Benabou, R. ; Kramarz, F. ; and Prost, C. (2005). "The French Zones d'Education Prioritaire: Much Ado About Nothing", CEPR Discussion Paper, 5085.

Bibeau, G. (éd.). (1985). *La qualité en éducation: enjeux et perspectives*. Montréal : Université de Montréal, Faculté des Sciences de l'Éducation.

Black, S. E. (1999). "Do Better Schools Matter? Parental Valuation of Elementary Education". *Quarterly Journal of Economics*, 114, 577-599.

Bloom, B.S. (1979). *Caractéristiques individuelles et apprentissages scolaires*. Paris: Fernand NATHAN, Bruxelles: Edition LABOR.

Bonniol, J.J. (1988). *Entre les deux logiques de l'évaluation: rupture ou continuité*. *Bulletin de l'ADMEE*, 88(3), 1-4.

Bonniol, J.J. et Genthon, M. (1989). *L'évaluation et ses critères: critères de réalisation*. *Repères*, 79,107-119.

Boston Globe (1998, July 23). «*Towards Better Teachers* », p.A14.

Braibant, J.-M. et Gerard, F.-M. (1996). *Savoir lire : une question de méthodes ?* *Bulletin de psychologie scolaire et d'orientation*, 1, 7-45.

Bray, J.H. ; and Howard, G.S. (1980). "Methodological Considerations in the Evaluation of a Teacher-Training Program", *Journal of Educational Psychology*, 72(1), 62-70.



Bressoux, P. (1993). *Les effets des écoles et des classes sur l'apprentissage de la lecture*. Thèse de doctorat non publiée, Université de Bourgogne, Institut de recherche en économie de l'éducation, Dijon.

Bressoux, P. (1996). "The Effects of Teachers Training on Pupils Achievement: The Case of Elementary Schools in France", *School Effectiveness and School Improvement*, 7(3), 252-279.

Bressoux, P., Kramarz, F., and Prost, C. (2006). *Teachers, Training, Class Size and Students' Outcomes: Evidence from Third Grade Classes in France*. In Team for Advanced Research on Globalization, Education, and Technology (TARGET) and the National Research Data Centre Program. Paper presented at the Conference on Education, Training at the Evolving Workplace, Vancouver, Canada.

BonesrΦnning, H. (2004). "The Determinants of Parental Effort in Education Production: Do Parents Respond to Changes in Class Size?" *Economics of Education Review*, 23, 1–9.

Boozer, M. A., and Rouse, C. (1995). "Intraschool Variation in Class Size: Patterns and Implications," Working Paper 5144, National Bureau of Economic Research, Cambridge, MA.

Bujold, N. (1996). *Différences de conception de la qualité de la formation à l'Université Laval*. In *Enseignement supérieur: stratégies d'enseignement appropriées* (pp. 81-86). Hull : Université du Québec à Hull. (Actes du Colloque de l'Association internationale de pédagogie universitaire et de l'Université du Québec à Hull).

Caillods, F. et Postlethwaite, T.N. (1989). *Les conditions d'enseignement et d'apprentissage dans les pays en développement*. Paris: IPE.

Card, D. and Krueger, A. (1992). "Does School Quality Matter? Returns to Education and the Characteristics of Public Schooling in the United States", *Journal of Political Economy*, 100(1), 1-40.

Card, D.; and Sullivan, D. (1988). *“Measuring the Effect of Subsidized Training Programs on Movements In and Out of Employment”*, *Econometrica*, 56(3), 497-530.

Carricano, M; et Poujol, F. (2008). *Analyse des données avec SPSS*. Paris : Pearson Education France.

Carroll, J.G. (1980). *“Effects of Training Programs for University Teaching Assistants”*, *Journal of Higher Education*, 71(2), 167-183.

Carron, G. et Chau, T.N. (1998). *La qualité de l'école primaire dans des contextes de développement différents*. Paris: IPE.

Chevallard, Y. (1999). *« L'analyse des pratiques enseignantes en théorie anthropologique du didactique »*, *Recherches en didactiques des mathématiques*, 19(2), 221-266.

CIDE (2002). *« L'évaluation des compétences pédagogiques des maîtres en Guinée : une étude comparative entre les maîtres des formations antérieures et ceux issus du projet FIMG »*.

Clotfelter, C.T. ; Ladd, H.F. ; and Vigdor, J.L. (2006). *“Teacher-Student Matching and the Assessment of Teacher Effectiveness”*, NBER Working Paper, 11936.

Coleman, J. S., Campbell, E.Q., Hobson, C.J., McPartland, J., A. M. Mood, A.M., Weinfeld, F.D., and York, R.L. (1966). *Equality of Educational Opportunity*. Washington, DC: U.S. Government Printing Office.

Corroyer, D. et Wolff, M. (2003). *L'analyse statistique des données en psychologie. Concepts et méthodes de base*. Paris : Armand Colin.

Crahay, M. (2001). *Peut-on espérer un jour être dispensé de mener une politique d'éducation ?* In Ministère de l'Éducation – CNIPRE (éds), *Actes des Journées*

internationales de réflexion et d'échange sur le Programme d'Education Prioritaire (pp. 272-279). Tunis : UNICEF.

Dancey, C.P. et Reidy J. (2007). *Statistiques sans maths pour psychologues*. Bruxelles : De Boeck Université.

Dearden, L., Ferri, J., and Meghir, C. (2002). "The Effect of School Quality on Educational Attainment and Wages," *Review of Economics and Statistics*, 84, 1–20.

De Ketele, J.-M. (1977). *L'observation au service de la gestion du processus éducatif*. Thèse inédite de doctorat, Université Catholique de Louvain.

De Ketele, J.-M. (1982). *Docimologie. Introduction aux concepts et aux pratiques*. Louvain-la-Neuve : Cabay.

De Ketele, J.M. (1989). « *L'évaluation de la productivité des institutions d'éducation* ». Cahier de la Fondation Universitaire : Université et société, le rendement de l'enseignement universitaire, 3, 73-83.

De Ketele, J.M. (1992). Texte introductif. In ACCT (éd.), *Contraintes de l'ajustement structurel et avenir de l'éducation et de la formation dans les pays francophones en développement* (pp. 43-75). Bordeaux : Actes du Colloque international de l'ACCT.

De Ketele, J.M. (1997). *L'enseignement supérieur au 21<sup>ème</sup> siècle (document d'orientation)*. In BREDA (éd.). *Consultation de la région Afrique préparatoire à la conférence mondiale sur l'enseignement supérieur* (pp. 1-25). Dakar : BREDA.

Dehem, P. (1971). *Equité scolaire et différenciation en Allemagne fédérale*. *Revue française de pédagogie*, 15, 22-36.

De Landsheere, G. (1979). *Dictionnaire de l'évaluation et de la recherche en éducation*. Paris : Presses Universitaires de France.

De Landsheere, G. (1982). *Introduction à la recherche en éducation*. 5<sup>ème</sup> édition. Paris : Armand Colin-Bourrelier.

Demeuse, M., Baye, A., Straeten, M. H., Nicaise, J. et Matoul, A. (2005). *Vers une école juste et efficace. 26 contributions sur les systèmes d'enseignement et de formation*. Bruxelles: De Boeck.

De Vellis, R.F. (2003). *Scale Development : Theory and Application*, vol. 26. Sage: Thousand Oaks.

D'Hainaut, L. (1975). *Concepts et méthodes de la statistique*. Bruxelles : Labor.

Diambomba, M. et Ouellet, R. (1992). *Le redoublement et l'abandon scolaires: comparaisons internationales*. In CRIRES/FECS (Eds.), *Pour favoriser la réussite scolaire. Réflexions et pratiques* (pp. 58-76). Québec: CEQ/Saint Martin.

Diambomba, M., Ouellet, R., Moisset, J. J. et Bouazzaoui, H. E. (1996). *Les déterminants de la réussite scolaire au Congo. Enquête sur les causes du faible rendement de l'enseignement primaire congolais*. Québec: GERPS/CONFEMEN.

Dildy, P. (1982). "Improving Student Achievement by Appropriate Teacher In-Service Training: Utilizing Program for Effective Teaching (PET)", *Education*, 103(2), 132-138.

Dobbelsteen, S., Levin, J. and Oosterbeek, H. (2002). "The Causal Effect of Class Size on Scholastic Achievement: Distinguishing the Pure Class Size Effect from the Effect of Changes in Class Composition," *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 64, 17–38.

Duru-Bellat, M. et Jarousse, J.P. (1989). *Evaluation de la double vacation dans l'enseignement primaire au Niger*. Dijon: IREDU.

Ehrenberg, R.G., and Brewer, D.J. (1994). *“Do School and Teacher Characteristics Matter? Evidence from High School and Beyond”*, *Economics of Education Review*, 13(1), 1-17.

Ehrenberg, R.G.; Brewer, D.J.; Gamoran, A.; and Willms, D.J. (2001). *“Class Size and Student Achievement”*, *Psychological Science in the Public Interest*, 2(1), 1-30.

Eisemon, T., Schwille, J. and Prouty, R. (1989). *Empirical Results and Conventional Wisdom: Strategies for Increasing Primary School Effectiveness in Burundi*. Bujumbura.

Evrard, Y. ; Pras, B. et Roux, E. (2003). *Market. Etudes et recherches en marketing*. Paris: Nathan.

Feinstein, L., and Symons, J. (1999). *“Attainment in Secondary Schools,”* *Oxford Economic Papers*, 52, 300–321.

Fourcade, B. (1995). *Le devenir des élèves des l'enseignement primaire et de l'enseignement technique au Burundi*. Bujumbura : MESSRS.

Fuller, B. (1986). *Raising School Quality in Developing Countries. What Investment Boost Learning ?* Washington, D. C. : World Bank.

Gérard, F.-M.(2001). « L'évaluation de la qualité des systèmes de formation », *Mesure et évaluation en éducation*, 24(2-3), 53-77.

Gérard, F.-M. (2003). « *L'évaluation de l'efficacité d'une formation* », *Gestion* 2000, 20(3), 13-33.

Gérard, F.-M.(2008). *Diagnostic, enjeux et perspectives du concept d'efficacité en formation*. *Actualité de la formation permanente*, Centre INFFO, n°211, pp.13-23.

Goldhaber, D.D. ; and Brewer, D.J. (1997). *“Why Don’t Schools and Teachers Seem to Matter: Assessing the Impact of Unobservations on Educational Productivity”*, Journal of Human Resources, 32(3), 505-523.

Goldschmid, M. L. (1990). *La réussite professionnelle des diplômés universitaires*. In Association internationale de pédagogie universitaire (éd.), Actes du Congrès de l’AIPU (pp. 417-425). Québec : Université Laval.

Gouvernement du Burundi, UNICEF, UNESCO et Banque mondiale. (1997). *Analyse globale du système éducatif* (Tome 2). Bujumbura.

Greenwald, R. ; Hedges, L.V. ; and Laine, R.D. (1996). *“The Effect of School Resources on Student Achievement”*, Review of Educational Research, 66, 361-396.

Grisay, A. (1983). *Quels indicateurs pour quelle réduction des inégalités?* In : Evaluation formative et formation des enseignants (pp. 52-67). Namur (Belgique): Université de Namur (Actes des rencontres sur l’évaluation).

Hanushek, E.A. (1971). *“Teacher Characteristics and Gains in Student Achievement: Estimation Using Micro Data”*, American Economic Review, 61(2), 280-288.

Hanushek, E.A. (1986). *“The Economics of Schooling: Production and Efficiency in Public Schools”*, Journal of Economic Literature, 24(3), 1141-1157.

Hanushek, E.A. (1996). *“A More Complete Picture of School Resource Policies”*, Review of Educational Research, 66, 397-409.

Hanushek, E.A. (1999). *“Some Findings from an Independent Investigation of the Tennessee STAR Experiment and from Other Investigations of Class Size Effects,”* Educational Evaluation and Policy Analysis, 21, 143–163.

Hanushek, E.A. (2003). *“The Failure of Input-Based Schooling Policies”*, Economic Journal, 113, F64-F98.

Hanushek, E.A. and Kain, J.F. (1972). *“On the Value of Equality of Educational Opportunity as a Guide to Public Policy”*, in Mosteller, F. and Moynihan, D. P. (Eds.). *On Equality of Educational Opportunity* (pp. 116-145). New York: Random House.

Hanushek, E. A., and Rivkin, S.G. (2004). *“How to Improve the Supply of High Quality Teachers,”* in *Brookings Papers on Education Policy 2004*, ed. by D. Ravitch. Washington, DC: Brookings Institution Press, 7–25.

Hanushek, E.A., Rivkin, S.G. and Kain, J.F. (1998). *“Teachers, Schools, and Academic Achievement”*, Working Paper n°6691. Cambridge, MA: National Bureau of Economic Research.

Hanushek, E.A., Kain, J.F., and Rivkin, S.G. (2004). *“Why Public Schools Lose Teachers,”* *Journal of Human Resources*, 39, 326–354.

Hauser, G., Massingue, B., Maitre, F. et Vidal, F. (1985). *L’investissement Formation*. Paris : Les Editions d’Organisation.

Hedges, L.V. ; Laine, R.D. ; and Greenwald, R. (1994). *“Does Money Matter? A Meta-analysis of Studies of the Effects of Differential School Inputs on Student Outcomes”*, *Educational Researcher*, 23(3), 5-14.

Heyneman, S. P. et Ransom, A. (1990). *Using examinations and testing to improve educational quality. Educational Policy*, 4, 177-192.

Highsmith, R. (1974). *“A Study to Measure the Impact of In-Service Institutes on the Students of Teachers Who Have Participated”*, *Journal of Economic Education*, 5(2), 77-81.

Hoxby, C. M. (2000). *“The Effects of Class Size on Student Achievement: New Evidence from Population Variation,”* *Quarterly Journal of Economics*, 115, 1239–1285.

Jarousse, J.P. et Mingat, A. (1989). *Les effets des conditions d'enseignement sur les acquisitions des élèves à l'école primaire: le cas du Togo*. Dijon: IREDU.

Jarousse, J.P. et Mingat, A. (1992). *L'école primaire en Afrique: fonctionnement, qualité, produits: le cas du Togo*. Dijon: IREDU.

Jepsen, C., and Rivkin, S.G. (2002). "What Is the Trade-Off Between Smaller Classes and Teacher Quality?" National Bureau of Economic Research, Cambridge, MA.

Krueger, A.B. (1999). "Experimental Estimates of Education Production Functions," *Quarterly Journal of Economics*, 114, 497–532.

Krueger, A.B. and Rouse, C. (1998). "The Effect of Workplace Education on Earnings, Turnover, and Job Performance", *Journal of Labor Economics*, 16(1), 61-94.

Latapi, P. (1973). *Education et justice internationale*. *Perspectives*, 3(3), 349-355.

Laurent, D. (1985). *L'évolution de l'enseignement supérieur et l'adaptation de l'université aux exigences de son environnement économique et social*. Rapport inédit au Ministère de l'Education Nationale de la France.

Lavy, V. (1995). "Endogenous School Resources and Cognitive Achievement in Primary School in Israel", Discussion Paper n°95.03. Jerusalem: Falk Institute for Economic Research in Israel.

Lazear, E.P. (2001). "Educational Production," *Quarterly Journal of Economics*, 116(3), 777-803.

Le Boterf, G. (1995). *De la compétence. Essai sur un attracteur étrange*. Editions d'Organisation.



Le Boterf, G. (1998-1999). *L'ingénierie des compétences*. Paris : Editions d'Organisation.

Le Boterf, G., Perrenoud, Ph., débat animé par Bosman, C. (2000). *Questions autour des compétences*. In C. Bosman, F.-M. Gerard et X. Roegiers (éds) (2000). *Quel avenir pour les compétences ?* (pp.173-183). Bruxelles : De Boeck Université.

Legendre, R. (1993). *Dictionnaire actuel de l'éducation* (2<sup>ème</sup> édition). Montréal : Guérin.

Lemrabott, O. M. (2003). *Analyse des pratiques enseignantes en deuxième année de l'enseignement fondamental en Mauritanie. Description et incidences sur les élèves*. Mémoire de Diplôme d'Etudes Approfondies en Sciences de l'éducation non publié, Université de Bourgogne, Dijon, France.

Lê Thah Khôi (1967). *L'industrie de l'enseignement*. Paris : Les Éditions de Minuit.

Lewis, I. J. (1989). *L'école prix d'excellence : avec les meilleures entreprises pour modèles*. Bruxelles : De Boeck.

McCaffrey, D.F. ; Koretz, D.M., Lockwood, J.R. ; and Hamilton, L.S. (2004). "The Promise and Peril of Using Value-Added Modeling to Measure Teacher Effectiveness", *Evaluating Value-Added Models for Teacher Accountability*, MG-158-EDU.

McDermott, R.P. (1976). *Kids make sense: An ethnographic account of the interactional management of success and failure in one first-grade classroom*. Unpublished Ph. D, Standford University, Anthropology Department.

MEN. (2003). *Plan d'actions national d'éducation pour tous*. Bujumbura.

MEPUEC/ADEA (2001). « *La gestion des contractuels et leur impact sur le fonctionnement du système éducatif guinéen, Gestion du personnel/MEPU-EC* ». Conakry.

Mingotaud, F. et Minet, F. (1994). *Rentabiliser la formation*. Paris : Editions d'Organisation.

Ministère de l'enseignement primaire et secondaire (2009). *Indicateurs 2008/2009 sur l'enseignement au Burundi*. Bujumbura : Bureau de la planification de l'éducation.

Monk, D.H. (1994). « *Subject Area Preparation of Secondary Mathematics and Science Teachers and Student Achievement* », *Economics of Education Review*, 13(2), 125-145.

Murnane, R. J. (1975). *Impact of School Resources on the Learning of Inner City Children*. Cambridge, MA: Ballinger.

Nayo, A. et Amavi, K. (2006). « *L'application de la théorie de réponses aux items dans la comparaison des résultats aux tests d'acquisition : cas des évaluations PASEC de la Guinée en 1999 et 2004* », Rapport de stage ENEA/PASEC. Dakar.

New York Times (1998, July 20). « *The Flaw in Student-Centered Learning* », p.A15.

Niyongabo, J. (2004). *Problématique de l'éducation au Burundi*. Bujumbura.

Nunnally, J.C. et Bernstein, I.R. (1994). *Psychometric Theory*. McGraw-Hill.

OCDE. (1988). *La notion de productivité dans les établissements d'enseignement supérieur*. Sillery : Presses de l'Université du Québec.

OCDE. (1992a). *Education at a Glance. OCDE Indicators/ Regards sur l'éducation. Les indicateurs de l'OCDE*. Paris : OCDE.

OCDE. (1992b). *L'OCDE et les indicateurs internationaux de l'enseignement. Un cadre d'analyse*. Paris : OCDE.

Oeuvrard, F. (1995). "Les performances en français et en mathématiques des écoles à classe unique," *Éducation et Formations*, 43, 113-116.

PASEC. (2002). « *Le programme de formation initiale des maîtres en Guinée et la double vacation. Les résultats d'une étude thématique du PASEC* », miméo, PASEC/CONFEMEN, Dakar.

PASEC (2003). « *Techniques d'estimation sur les données hiérarchiques, cas des données du PASEC* », Document de travail. Dakar.

PASEC. (2004). *Recrutement et formation des enseignants du premier degré au Togo: Quelles priorités?* Dakar: CONFEMEN.

PASEC. (2006). *La formation des enseignants contractuels en Guinée : Etude thématique du PASEC*. Dakar : PASEC/CONFEMEN.

PNUD. (1996). *Rapport mondial sur le développement humain*. Paris : Economica.

PNUD (2003). *Rapport sur le développement humain*. Paris.

Piketty, T. (2004). *L'impact de la taille des classes et de la ségrégation sociale sur la réussite scolaire dans les écoles françaises : une estimation à partir du panel primaire 1997*, mimeo.

Psacharopoulos, G. et Woodhall, M. (1988). *L'éducation pour le développement. Une analyse des choix d'investissement*. Paris: Economica.

Rivkin, S. G., Hanushek, E.A., and KAIN, J.F. (2005). "Teachers, Schools, and Academic Achievement". *Econometrica*, 73 (2), 417- 458.

Robertson, D., and Symons, J. (2003). "Do Peer Groups Matter? Peer Group versus Schooling Effects on Academic Attainment," *Economica*, 70, 31–53.

Roegiers, X. (1997). *L'analyse des actions d'éducation ou de formation – Analyser les projets, programmes et plans d'éducation pour mieux les élaborer, les réaliser et les évaluer*. Bruxelles : De Boeck Université.

Rubbin, D.B. (1977). « *Assignment to a Treatment Group on the Basis of a Covariate* », *Journal of Educational Statistics*, 2(1), 1-16.

Sall, H. N. (1996). *Efficacité et équité de l'enseignement supérieur. Quels étudiants réussissent à l'Université de Dakar ?* Thèse d'Etat en Sciences de l'Education non publiée, Université Cheikh Anta Diop, Dakar, Sénégal.

Sall, H.N. et De Ketele, J.-M. (1997). « *Evaluation du rendement des systèmes éducatifs : apports des concepts d'efficacité, d'efficience et d'équité* », *Mesure et évaluation en éducation*, 19(3), 119-142.

Seck, M. (2007). *Comparaison des pratiques de classes dans le cas de l'enseignement de l'énergie en première scientifique (grade 11)*. Thèse de troisième cycle en Sciences de l'Education. Université Lumière, Lyon 2, France ; Université Cheikh Anta DIOP, Dakar, Sénégal. Retrieved may 2, 2009, from [http://demeter.univ-lyon2.fr/cdx/theses/lyon2/2007/seck\\_m](http://demeter.univ-lyon2.fr/cdx/theses/lyon2/2007/seck_m)

Schober, H.M. (1984). "The Effects of In-Service Training on Participating Teachers and Students in Their Economics Classes", *Journal of Economic Education*, 15(4), 282-295.

Schwartz, L. (1987). *Où va l'enseignement supérieur?* Paris : Gallimard.

Summers, A.; and Wolfe, B. (1977). "Do Schools Make a Difference?", *American Economic Review*, 67(4), 639-652.

Synders, G. (1982). *Ecole, classe et lutte des classes. Une relecture critique de Baudelot, Establet, Bourdieu-Passeron et Illich*. Paris : Presses Universitaire de France.

Tiebout, C.M. (1956). "A Pure Theory of Local Expenditures", *Journal of Political Economy*, 64, 416-424.

UNESCO. (1991). *Rapport mondial sur l'éducation*. Paris : UNESCO

UNESCO. (1993). *Rapport mondial sur l'éducation*. Paris : UNESCO

UNESCO. (2000). *L'évaluation des acquis scolaires. Forum consultatif international sur l'éducation pour tous*. Paris.

UNESCO. (2003). *Rapport mondial de suivi de l'éducation pour tous: Genre et éducation pour tous*. Paris.

UNESCO. (2005). *Rapport mondial de suivi sur l'éducation pour tous. L'exigence de qualité*. Paris.

UNESCO-BREDA. (2007). *Rapport Dakar+7. EPT: L'urgence de politiques sectorielles intégrées*. Dakar : UNESCO-BREDA.

Vial, M. (1997). *La régulation cybernétique et la régulation systémique*. *Education - Revue de diffusion des savoirs en éducation*, 12, 52-57.

Welch, F. (1996). « *Measurement of the Quality of Schooling* », *American Economic Review*, 56(1), 379-392.

Word, E., Johnston, J., Bain, H.P., Fulton, B.D., Zaharies, J.B., Lintz, M.N., Achilles, C.M., Folger, J., and Breda, C. (1990). *Student/Teacher Achievement Ratio (STAR), Tennessee's K-3 Class Size Study: Final Summary Report, 1985–1990*. Nashville, TN: Tennessee State Department of Education.

## INDEX DES AUTEURS

### **A**

ACCT,20

Achilles,66

ADEA,81

Akin-Aina,34

Anderson,113

Angrist,60,70,76,85,87,89,90,91,92,93,94,95,96,97,98,99,233

Ardoino,12

Armor,232

Ashenfelter,91,95,96

Assie-Lumumba,34

### **B**

Bain,66

Banque mondiale,14

Barahinduka,4,5,6,7,17,18,19,235

Barr,112

Bartel,89

Baye,111

Behram,88

Benabou,77

Bibeau,34

Black,88

Bloom,112,113

Bonniol,12

Bosman,41

Boston Globe,90

Braibant,42

Bray,89

Breda,1,66

Bressoux,1,36,37,40,42,43,70,71,73,74,75,76,77,78,79,80,81,82,84,85,86,87,89,232  
,319

Brewer,70,88

BonesrΦnning,60

Boozer,62

Bouazzaoui,113

Bujold,35

## **C**

Caillods,113

Campbell,46

Card,88,91,94,95,96

Carricano,137

Carroll,89

Carron,114,116,234,235

Chau,114,116,234,235

CIDE,101

Clotfelter,72

Coleman,46,112

Conry-Oseguera,232

Cox,232

Crahay,39

## **D**

Dearden,60

Dehem,34



De Ketele,12,13,15,16,17,18,19,20,21,23,26,27,28,33,34,35,37,40,42,43,44

De Landsheere,16,125,155,324

Demeuse,111,112,118,320

D'Hainaut,26

Diambomba,113,115,116,118,278,319

Dildy,89

Dobbelsteen,60

Duru-Bellat,116,118,348

## **E**

Ehrenberg,70,88

Eisemon,115

## **F**

Farrell,89

Feinstein,60

Ferri,60

Folger,66

Fourcade,17

Fuller,115,319

## **G**

Gamoran,70

Genthon,12

Gérard,20,21,22,26,28,29,39,41,42

Goldhaber,88

Goldschmid,19

Greenwald,46,88

Grisay,32,34,36,37,38

## **H**

Hanushek,1,46,67,68,88,177,318

Hedges,46,88

Howard,89

Huser,23

Heyneman,115

Highsmith,89

Hobson,46

Howard,89

Hoxby,60

ISU,6

## J

Jarousse,114,115,116,117,118,119,235,278,319

Jepsen,318

Johnston,66

## K

Kain,1,46,68,88

Khan,88

King,261

Kramarz,1,77

Krueger,67,88,89

## L

Ladd,72

Laine,46,88

Latapi,34

Laurent,20

Lavy,60,70,76,85,87,89,90,91,92,93,94,95,96,97,98,99,233

Lazear,73,84

Le Boterf,40,42

Legendre,13,26

Lemrabott,114,115,117,119,235,278,319

Lê Thanh Khôi,12,26,33

Levin,60

Lewis,20

Lintz,66

## **M**

Maitre,23

Massingue,23

Matoul,111

McDonnell,232

McPartland,46

Meghir,60

MEN,6

MEPUEC,101

Minet,41

Mingat,114,115,116,117,118,119,235,278,319

Mingotaud,41

Moisset,113

Monk,88

Mood,46

Mouton,73

Murnane,88,232

## **N**

New York Times,90

Nicaise,111

Niyongabo,5

## **O**

OCDE,14

Oliveira,89

Oeuvrard,82

Oosterbeek,60

Ouellet,113

## **P**

Pascal,232

Pauly,232

PASEC,2,101,102,103,104,105,106,110,111,112,233

Perrenoud,41

Piketty,72,84,85

PNUD,14,32,39

Postlethwaite,113

Poujol,137

Prouty,1

Psacharopoulos,12,13,31,32,33,39,116,278

## **R**

Ransom,116

Rivkin,1,46,48,49,50,52,53,55,56,57,58,59,60,61,62,63,64,65,66,67,68,69,88,231,232,277,318

Robertson,60

Robinson,73

Roegiers,20,21,23

Ross,88

Rouse,62,89

Rubbin,94

## **S**

Sabot,88

Sall,12,13,15,16,17,18,20,21,26,27,28,33,34,35,37,40,41,42,43,44,234

Schwartz,20

Schwille,115

Schober,89

Snyders,31

Straeten,111

Sullivan,94

Summers,72

Symons,60

## **I**

Tiebout,47

## **U**

UNESCO,1,4,5,6,14,112,118,235,320

UNICEF,4

## **V**

Vidal,23,26

Vigdor,72

**W**

Weinfeld,46

Welch,88

Willms,70

Wolfe,72

Woodhall,12,13,31,32,33,39,116,278

Word,66

York,46

Zaharies,66

Zellman,232



## TABLE DES MATIERES

DEDICACES

REMERCIEMENTS

LISTE DES ABREVIATIONS

LE SOMMAIRE

**INTRODUCTION GENERALE. .... 1**

**PREMIÈRE PARTIE : PARTIE THEORIQUE. .... 4**

**SOUS PARTIE I.1 : LE SYSTEME EDUCATIF BURUNDAIS**

**Chapitre 1 : Les caractéristiques du système éducatif burundais**

**Chapitre 2 : Le problème et les objectifs de la recherche..... 8**

2.1. Le problème de l'efficacité des enseignants au test cantonal

2.2. Les objectifs de la recherche. .... 11

**Chapitre 3 : Dimensions et facettes de la qualité des enseignants. .... 12**

3.1. La synthèse du concept d'« efficacité »

3.2. La synthèse du concept d'« efficience ». .... 26

3.3. La synthèse du concept d'« équité ». .... 31

**SOUS PARTIE I.2 : RESULTATS DE LA RECHERCHE INTERNATIONALE SUR  
L'EFFICACITE DES ENSEIGNANTS. .... 46**

**Chapitre 4 : L'effet des écoles et des enseignants sur les performances des  
élèves**

4.1. Introduction

4.2. Estimations de la limite inférieure de la variance de la qualité de  
l'enseignant. .... 49

4.2.1. Les estimations de base. .... 50

4.2.2. Le contrôle des caractéristiques. .... 53

4.3. Estimations de la fonction de production en éducation..... 59

4.3.1. Les caractéristiques empiriques des modèles des ressources. .... 60

4.3.2. L'impact des caractéristiques de l'enseignant et de l'école. .... 65

4.3.2.1. La taille de la classe

4.3.2.2. Les caractéristiques de l'enseignant. .... 68

**Chapitre 5 : L'effet de la formation des enseignants et de la taille de la classe  
sur les résultats des élèves. .... 70**

5.1. Introduction

5.2. Méthodes statistiques.....	73
5.3. Les principales estimations des résultats selon les caractéristiques des enseignants et des classes.....	79
5.3.1. Effets moyens	
5.3.2. Effets hétérogènes.....	82
5.3.3. Les pratiques d'enseignement.....	84
5.3.4. Contrôle de la robustesse pour l'effet de la formation.....	85
5.3.5. Les variables instrumentales pour l'effet de la taille de la classe	
<b>Chapitre 6 : La formation des enseignants et apprentissage des élèves.....</b>	<b>88</b>
6.1. Introduction	
6.2. Stratégies d'évaluation. ....	91
6.3. Résultats empiriques des effets de la formation des enseignants. ....	95
6.3.1. Estimations des différences des effets de la formation	
6.3.2. Estimations de la régression.....	96
6.3.3. Estimations additionnelles. ....	98
<b>Chapitre 7 : L'effet de la formation des enseignants contractuels. ....</b>	<b>101</b>
7.1. Introduction	
7.2. Méthodologie. ....	102
7.3. L'effet du type de formation sur les acquisitions scolaires. ....	103
7.3.1. Les résultats des études thématiques	
7.3.1.1. Togo. ....	104
7.3.1.2. Mali	
7.3.1.3. Niger. ....	105
7.3.2. Les scores moyens en Guinée. ....	106
7.3.2.1. Les scores de 2 <sup>ème</sup> année.....	107
7.3.2.2. Les scores de 5 <sup>ème</sup> année	
7.3.3. L'effet de la formation pédagogique des enseignants sur les acquisitions. ....	108
7.3.3.1. Les scores de 2 <sup>ème</sup> année.....	109
7.3.3.2. Les scores de 5 <sup>ème</sup> année.....	110
<b>Chapitre 8 : Réussite scolaire : effets enseignants et effets classes. ....</b>	<b>111</b>
8.1. L'effet des caractéristiques des enseignants	
8.1.1. Le sexe. ....	114
8.1.2. L'âge	
8.1.3. Le niveau de qualification des enseignants. ....	115

8.2. Les effets du nombre d'élèves par classe.....	118
<b>Chapitre 9 : Le cadre opératoire et les hypothèses.....</b>	<b>120</b>
<b>Chapitre 10 : La méthodologie. ....</b>	<b>123</b>
10.1. Identification des publics cibles	
10.2. L'échantillonnage	
10.3. Les outils de recueil des données.....	124
10.4. La méthodologie de traitement des données.....	125
<b>DEUXIÈME PARTIE : RESULTATS D'OBSERVATION DE CLASSES ET DES CARACTERISTIQUES SOCIO PROFESSIONNELLES DES ENSEIGNANTS.....</b>	<b>126</b>
<b>Chapitre 11 : Observation des classes</b>	
<b>Sous chapitre 11.1 : La relation entre les pratiques d'enseignement et les résultats des élèves</b>	
<b>11.1.1. Résultats en français</b>	
11.1.1.1. Les élèves faibles ayant régressé	
11.1.1.2. Les élèves faibles ayant progressé.....	127
11.1.1.3. Les élèves forts ayant régressé.....	128
11.1.1.4. Les élèves forts ayant progressé.....	129
11.1.1.5. Les élèves nouveaux ayant régressé. ....	131
11.1.1.6. Les élèves nouveaux ayant progressé. ....	132
11.1.1.7. Les élèves redoublants ayant régressé. ....	133
11.1.1.8. Les élèves redoublants ayant progressé. ....	134
<b>11.1.2. Les résultats en calcul. ....</b>	<b>136</b>
11.1.2.1. Les élèves faibles ayant régressé	
11.1.2.2. Les élèves faibles ayant progressé.....	137
11.1.2.3. Les élèves forts ayant régressé.....	138
11.1.2.4. Les élèves forts ayant progressé.....	139
11.1.2.5. Les élèves nouveaux ayant régressé. ....	140
11.1.2.6. Les élèves nouveaux ayant progressé. ....	141
11.1.2.7. Les élèves redoublants ayant régressé. ....	142
11.1.2.8. Les élèves redoublants ayant progressé. ....	143
<b>Sous chapitre 11.2 : Les dimensions des pratiques d'enseignement. ....</b>	<b>145</b>
<b>11.2.1. Résultats en français</b>	
11.2.1.1. Les élèves faibles ayant régressé	

11.2.1.2. Les élèves faibles ayant progressé.....	147
11.2.1.3. Les élèves forts ayant régressé.....	150
11.2.1.4. Les élèves forts ayant progressé.....	153
11.2.1.5. Les élèves nouveaux ayant régressé. ....	156
11.2.1.6. Les élèves nouveaux ayant progressé. ....	159
11.2.1.7. Les élèves redoublants ayant régressé. ....	161
11.2.1.8. Les élèves redoublants ayant progressé. ....	164
<b>11.2.2. Les résultats en calcul. ....</b>	<b>167</b>
11.2.2.1. Les élèves faibles ayant régressé	
11.2.2.2. Les élèves faibles ayant progressé.....	169
11.2.2.3. Les élèves forts ayant régressé.....	172
11.2.2.4. Les élèves forts ayant progressé.....	175
11.2.2.5. Les élèves nouveaux ayant régressé. ....	178
11.2.2.6. Les élèves nouveaux ayant progressé. ....	180
11.2.2.7. Les élèves redoublants ayant régressé. ....	183
11.2.2.8. Les élèves redoublants ayant progressé. ....	186
<b>Synthèse du chapitre 11. ....</b>	<b>189</b>
<b>Chapitre 12 : Le diplôme de l'enseignant et les résultats des élèves.....</b>	<b>190</b>
<b>12.1. L'enseignant de français</b>	
12.1.1. Les élèves faibles ayant régressé	
12.1.2. Les élèves faibles ayant progressé.....	192
12.1.3. Les élèves forts ayant régressé.....	195
12.1.4. Les élèves forts ayant progressé.....	197
12.1.5. Les élèves nouveaux ayant régressé. ....	200
12.1.6. Les élèves nouveaux ayant progressé. ....	202
12.1.7. Les élèves redoublants ayant régressé. ....	205
12.1.8. Les élèves redoublants ayant progressé. ....	207
<b>12.2. Les enseignants de calcul. ....</b>	<b>210</b>
12.2.1. Les élèves faibles ayant régressé	
12.2.2. Les élèves faibles ayant progressé.....	212
12.2.3. Les élèves forts ayant régressé.....	215
12.2.4. Les élèves forts ayant progressé.....	217
12.2.5. Les élèves nouveaux ayant régressé. ....	220
12.2.6. Les élèves nouveaux ayant progressé. ....	222

12.2.7. Les élèves redoublants ayant régressé. ....	225
12.2.8. Les élèves redoublants ayant progressé. ....	228
<b>Synthèse du chapitre 12. ....</b>	<b>231</b>
<b>Chapitre 13 : L'expérience de l'enseignant et les résultats des élèves. ....</b>	<b>236</b>
<b>13.1. L'enseignant de français</b>	
13.1.1. Les élèves faibles ayant régressé	
13.1.2. Les élèves faibles ayant progressé.....	238
13.1.3. Les élèves forts ayant régressé.....	240
13.1.4. Les élèves forts ayant progressé.....	243
13.1.5. Les élèves nouveaux ayant régressé. ....	245
13.1.6. Les élèves nouveaux ayant progressé. ....	247
13.1.7. Les élèves redoublants ayant régressé. ....	249
13.1.8. Les élèves redoublants ayant progressé. ....	252
<b>13.2. L'enseignant de calcul. ....</b>	<b>255</b>
13.2.1. Les élèves faibles ayant régressé	
13.2.2. Les élèves faibles ayant progressé.....	258
13.2.3. Les élèves forts ayant régressé.....	261
13.2.4. Les élèves forts ayant progressé.....	264
13.2.5. Les élèves nouveaux ayant régressé. ....	266
13.2.6. Les élèves nouveaux ayant progressé. ....	269
13.2.7. Les élèves redoublants ayant régressé. ....	271
13.2.8. Les élèves redoublants ayant progressé. ....	274
<b>Synthèse du chapitre 13. ....</b>	<b>277</b>
<b>Chapitre 14 : La taille de la classe et les résultats des élèves. ....</b>	<b>279</b>
<b>14.1. Enseignants de français</b>	
14.1.1. Les élèves faibles ayant régressé	
14.1.2. Les élèves faibles ayant progressé.....	281
14.1.3. Les élèves forts ayant régressé.....	283
14.1.4. Les élèves forts ayant progressé.....	286
14.1.5. Les élèves nouveaux ayant régressé. ....	288
14.1.6. Les élèves nouveaux ayant progressé. ....	291
14.1.7. Les élèves redoublants ayant régressé. ....	294
14.1.8. Les élèves redoublants ayant progressé. ....	297
<b>14.2. Enseignants de calcul.....</b>	<b>300</b>

14.2.1. Les élèves faibles ayant régressé	
14.2.2. Les élèves faibles ayant progressé.....	303
14.2.3. Les élèves forts ayant régressé.....	305
14.2.4. Les élèves forts ayant progressé.....	307
14.2.5. Les élèves nouveaux ayant régressé. ....	309
14.2.6. Les élèves nouveaux ayant progressé. ....	311
14.2.7. Les élèves redoublants ayant régressé. ....	313
14.2.8. Les élèves redoublants ayant progressé. ....	315
<b>Synthèse du chapitre 14. ....</b>	<b>318</b>
<b>Synthèse des chapitres 11, 12, 13 et 14.....</b>	<b>321</b>
<b>CONCLUSION GENERALE ET PERSPECTIVES.....</b>	<b>323</b>
<b>REFERENCES BIBLIOGRAPHIQUES.....</b>	<b>326</b>
<b>INDEX DES AUTEURS.....</b>	<b>342</b>
<b>TABLE DES MATIERES.....</b>	<b>353</b>

## Résumé

Les exigences en matière d'éducation ont beaucoup évolué de Jomtien 1990 à Dakar 2000.

En 1990, elles étaient d'ordre quantitatif. Il s'agissait alors de faciliter l'accès à un grand nombre d'enfants à l'éducation de base.

Dakar 2000, en reprenant cet objectif, l'envisage surtout dans une perspective qualitative.

L'éducation fondamentale doit être axée sur l'acquisition effective de compétences socles ou minimales jugées indispensables et les résultats d'apprentissage en termes d'accomplissement, d'opportunité de suivre l'éducation de base jusqu'à son terme, non pas sur le seul fait d'être inscrit à une formation. Il est nécessaire de définir pour chaque programme éducatif des niveaux d'acquisition satisfaisants et d'appliquer des systèmes améliorés d'évaluation des acquis scolaires, en veillant à instaurer un climat propice à cet effet.

Les parties théorique et empirique de la présente thèse constituent une contribution à la maîtrise des déterminants de l'efficacité des enseignants, à partir d'une étude de cas des résultats des élèves au test cantonal qui est organisé à la fin de la scolarité primaire au Burundi.

Tenant compte des résultats des grandes enquêtes internationales et des études scientifiques les facteurs qui contribuent à l'efficacité des enseignants ont été regroupés en une seule grande catégorie : les facteurs de l'environnement pédagogique.

Fondée principalement sur une approche quantitative et qualitative, cette recherche a nécessité la collecte des données sur 674 élèves et 22 enseignants titulaires des classes de la sixième année primaire.

Les conclusions tirées des résultats par rapport aux hypothèses de recherche (sur le diplôme des enseignants, l'expérience des enseignants et la taille de la classe) montrent qu'il existe une relation entre ces facteurs et les performances des élèves.

**Mots clés** : diplôme des enseignants, expérience des enseignants, taille de la classe, déterminants de l'efficacité des enseignants, fonctions d'enseignement et résultats des élèves.

## **Abstract**

Educational requirements evolved much from Jomtien 1990 to Dakar 2000. Their quantitative nature prevailed in 1990, so as to facilitate a great number of children access to basic education. Dakar 2000 added and emphasized the qualitative.

Fundamental education must be centered on the effective acquisition of basic or minimal competences considered to be essential, and the learning outcomes in terms of, achievement, opportunity of following basic education to its full term, not on the only fact of being a training registrant. It is necessary to define for each educational program satisfactory levels of acquisition, and to apply approved evaluation systems, while ensuring that a favourable climate be established for this purpose.

The theoretical and empirical parts of this thesis contribute to the control of the determinants of the teachers' efficiency, from a case study of the pupils' results at the cantonal test organized at the end of the primary school in Burundi.

Taking into account great international surveys and scientific studies, factors contributing to the teachers' efficiency were put together in one main category: factors of the pedagogic environment.

Based mainly on a quantitative and qualitative approach, this research required the data-gathering on 674 pupils and 22 full-time-degree-holder teachers in six- grade- primary classes.

The conclusions drawn in relation to the research assumptions (on the teachers' diploma, their experience, and class size) show that there exists a relation between these factors and pupils' achievements.

**Key words:** teachers' diploma, teachers' experience, class size, determinants of teachers' efficiency, teaching functions, and pupils' outcomes.



**Nom et prénoms du candidat :** BARAHINDUKA Etienne

**Titre de la thèse :** LES DETERMINANTS DE L'EFFICACITE DES ENSEIGNANTS.  
..... Le cas du test cantonal à la fin de la scolarité primaire au Burundi.

**Date et lieu de soutenance :** le 26 février 2010 à la FASTEF

**Jury :** Président : Pr Ibrahima CISSE  
Membres : Pr. Christian DEPOVER  
Pr. Ibrahima CISSE  
Pr. Boubacar NIANE  
Pr. Saliou KANE  
Pr. Hamidou Nacuzon SALL

**Résumé :** .....

Les exigences en matière d'éducation ont beaucoup évolué de Jomtien 1990 à Dakar 2000. En 1990, elles étaient d'ordre quantitatif. Il s'agissait alors de faciliter l'accès à un grand nombre d'enfants à l'éducation de base. Dakar 2000, en reprenant cet objectif, l'envisage surtout dans une perspective qualitative.

L'éducation fondamentale doit être axée sur l'acquisition effective de compétences socles ou minimales jugées indispensables et les résultats d'apprentissage en termes d'accomplissement, d'opportunité de suivre l'éducation de base jusqu'à son terme, non pas sur le seul fait d'être inscrit à une formation. Il est nécessaire de définir pour chaque programme éducatif des niveaux d'acquisition satisfaisants et d'appliquer des systèmes améliorés d'évaluation des acquis scolaires, en veillant à instaurer un climat propice à cet effet.

Les parties théorique et empirique de la présente thèse constituent une contribution à la maîtrise des déterminants de l'efficacité des enseignants, à partir d'une étude de cas des résultats des élèves au test cantonal qui est organisé à la fin de la scolarité primaire au Burundi.

Tenant compte des résultats des grandes enquêtes internationales et des études scientifiques les facteurs qui contribuent à l'efficacité des enseignants ont été regroupés en une seule grande catégorie : les facteurs de l'environnement pédagogique.

Fondée principalement sur une approche quantitative et qualitative, cette recherche a nécessité la collecte des données sur 674 élèves et 22 enseignants titulaires des classes de la sixième année primaire.

Les conclusions tirées des résultats par rapport aux hypothèses de recherche (sur le diplôme des enseignants, l'expérience des enseignants et la taille de la classe) montrent qu'il existe une relation entre ces facteurs et les performances des élèves.

**Mots clés :** diplôme des enseignants, expérience des enseignants, taille de la classe, déterminants de l'efficacité des enseignants, fonctions d'enseignement et résultats des élèves.