

Effet de composition de classe sur les performances des élèves de 4^e primaire de Bunia et Kisangani en compréhension française

[Class composition effect on performances of the pupils of 4th primary school of Bunia and Kisangani in French understanding]

Jean-Paul BELA Legono and Gratien MOKONZI Bambanota

Faculté de Psychologie et des Sciences de l'Éducation, Université de Kisangani, RD Congo

Copyright © 2018 ISSR Journals. This is an open access article distributed under the *Creative Commons Attribution License*, which permits unrestricted use, distribution, and reproduction in any medium, provided the original work is properly cited.

ABSTRACT: The present paper examine the impact of class composition on achievement of the fourth primary year pupils in french understanding of Bunia and Kisangani, two cities of the Democratic Republic of the Congo.

To arrive there, we exploited the data of the Service of Scheduling and Assessment in Education of the University of Kisangani. After analysis of the data, it proves that 45% of variance of the performances is located to the level of the schoolchildren and 55% to the level of the class.

While introducing the individual variables in the model, these last explain 12% of the total variance of the performances of the schoolchildren in french understanding. While considering every hierarchical level, the variance non explained by the individual features rises respectively to 43% and 45% to the levels of the pupil and the class. Of all variables of the class composition introduced in this survey, only two among them display meaningful interrelationships with the results of the pupils. It is about the initial level of the pupils and the language spoken in family.

KEYWORDS: Efficiency, effect-class, composition effect, performances in french understanding, multilevel.

RÉSUMÉ: Dans le présent article, nous examinons l'impact de la composition des classes sur les performances des élèves de quatrième année primaire en compréhension françaises de Bunia et Kisangani, deux villes de la République Démocratique du Congo.

Pour y parvenir, nous avons exploité les données du Service de Planification et d'Évaluation en Éducation de l'Université de Kisangani. En analysant les données, nous avons constaté que 45% de la variance des performances se situent au niveau des écoliers et 55% au niveau de la classe.

En introduisant les variables individuelles dans le modèle, ces dernières expliquent 12% de la variance totale des performances des écoliers en compréhension française. En considérant chaque niveau hiérarchique, la variance non expliquée par les caractéristiques individuelles s'élève à 43% et 45% respectivement aux niveaux de l'élève et de la classe. De toutes les variables de la composition de classe introduites dans cette étude, seulement deux d'entre elles affichent des corrélations significatives avec les résultats des élèves. Il s'agit du niveau initial des élèves et la langue parlée en famille.

MOT-CLEFS: Efficacité, effet-classe, effet de composition, performances en compréhension française, multiniveau.

1 INTRODUCTION

Il est vrai qu'aujourd'hui la question de la qualité de l'enseignement en République Démocratique du Congo devient de plus en plus préoccupante pour tout acteur et chercheur en éducation. Le souci majeur de chaque parent est de faire scolariser son enfant afin qu'il bénéficie d'une formation de qualité, pour être utile en lui-même mais aussi à la société.

Raison pour laquelle le programme des études primaires prévoit que l'enfant qui l'a fréquenté avec succès, doit savoir lire, écrire, calculer et résoudre les problèmes usuels de la vie courante (Programme nationale de l'EPSP, 2011). Ainsi, de nos jours, une personne qui ne sait ni lire, ni écrire, est considérée comme un analphabète, illettrée, voire même un vaut rien. Nul n'ignore qu'actuellement la problématique de la lecture, de l'écriture et de la compréhension des textes se pose dans plusieurs domaines de la vie humaine, compte tenu de la multiplication des Nouvelles Technologies de l'Information et de Communication qui semblent rendre le monde trop petit qu'on le croyait. Vu toutes ces réalités, la compréhension de l'écrit est imposable à tous.

Les parcours scolaires dépendent de nombreux facteurs, certains d'entre eux étant directement associés à l'élève, avec principalement ses capacités à apprendre et à s'adapter au monde scolaire (Brophy et Good, 1986 ; Monteil, 2001 ; Dupriez et Vandenberghe, 2004 ; Viriot-Goeldel et al. 2009). D'autres facteurs relèvent de l'environnement proche de l'enfant (Durkheim, 1922 ; Coleman, 1966), ses conditions de vie au sein de sa famille (Boudon, 1973 ; Bisseret, 1974 ; Cherkaoui, 1979 ; Anderson et al. 1989 ; Carron et Châu, 1998 ; Flynn, 1999 ; Suchaut, 2008) ou encore le soutien parental (Bourdieu et Passeron, 1970 ; Baudelot et Establet, 1971 ; Glasman, 2001 ; Muijs et al., 2005). L'école elle-même, par son organisation, les conditions et la qualité de l'enseignement dispensé, exerce une influence notable sur les parcours des élèves (Bressoux, 1994 ; Creemers, 1996 ; Campbell et al., 2004 ; Muijs et al., 2005 ; Kyriakides, 2007 ; Jarlégan, 2008 ; Lautier, 2008).

Ces trois groupes de facteurs (élève, milieu familial, organisation scolaire) agissent ensemble dans une structure relationnelle où les caractéristiques de l'élève et celles de son environnement familial tiennent une place centrale (Suchaut, 2008).

L'effet de l'origine sociale sur la réussite scolaire est un sujet qui n'est pas nouveau. La littérature en sociologie de l'éducation (Bourdieu, 1964 ; Durkheim, 1922 ; Glasman, 2001 ; Grisay, 2006 ; Leroy-Audouin, 1993 ; Merle, 2003 ; Suchaut, 1996 ;) a fait état de nombreux résultats de recherches. L'origine sociale joue un rôle significatif puisque les écarts entre les enfants de milieux sociaux extrêmes sont aussi marqués que ceux liés aux différences de maturité (Duru-Bellat, 2003, p.195).

Outre l'effet de l'origine sociale, les acquisitions des élèves peuvent varier selon la classe dans laquelle ils sont scolarisés (Bianco et Bressoux, 2009 ; Bressoux, 2006 ; Duru-Bellat, 2003 ; Hanushek, 1972 ; Lafontaine, 2008 ; Veldman et Brophy, 1974). Et, dans une classe se trouvent l'enseignant et les élèves.

L'ampleur de la composition de classe diffère d'une étude à l'autre. Pour Duru-Bellat, Magali, Le Blastard-Landrier et Piquée (2004) la composition de classe explique environ 10% des effets classe au niveau du cycle moyen 1 (CM1) et entre 3 et 6% au niveau du cycle élémentaire 1 (CE1). De son côté, Felouzis (2003) montre que la prise en compte de la composition ethnique des publics de collège (qui intègre le *social mix* et l'*academic mix*) n'accroît que de 0,2% le pouvoir explicatif de modèles multivariés individuels rendant compte des notes communes du brevet. Opdenakker et Van Dame (2001) montrent qu'en début du secondaire, la composition scolaire et sociale du groupe apporte un supplément d'explication d'environ 6% de la variance des acquis en mathématiques, sachant qu'en outre, la variance jointe entre la composition du groupe et le climat dans la classe explique 5% supplémentaires.

Les systèmes éducatifs en Afrique subsaharienne en général présentent des défis considérables. En dépit de progrès solide dans accès en expansion à éducation fondamentale, les discussions qui entourent régulièrement les objectifs du millénaire pour le développement suggèrent que, même si la scolarisation doit être universelle, la qualité de cette éducation devrait être une priorité (Filmer et al., 2006; Barrett, 2011).

Qu'en est-il de la composition des classes dans les villes de Bunia et Kisangani en République Démocratique du Congo ? La composition de la classe dans ces deux villes joue-t-elle sur l'apprentissage des écoliers ? Telle est la problématique qui est en examen dans cette étude.

En entreprenant cette étude, notre objectif est de dégager la part de l'effet de composition de classe sur les acquis des élèves des écoles primaires de Bunia et Kisangani en compréhension française.

2 MÉTHODE

2.1 SOURCE DES DONNÉES

Les données exploitées pour cette publication proviennent d'une recherche longitudinale menée, depuis 2010, par le Service de Planification et d'Évaluation en Éducation (SPEE) de l'Université de Kisangani, en collaboration avec le Center for Educational Effectiveness and Evaluation de la KU Leuven. Appuyée par la coopération universitaire flamande (VLIR-UOS), cette recherche vise à contribuer à l'amélioration de l'efficacité des écoles primaires et secondaires de la Province Orientale en République Démocratique du Congo, par l'identification des facteurs qui expliquent la différence des performances des élèves. Pour la réalisation de la recherche, un échantillonnage stratifié pondéré d'écoles a été effectué dans les deux agglomérations les plus importantes de cette province, sur le plan de la démographie et du nombre d'écoles, à savoir les villes de Kisangani et de Bunia. Le nombre d'écoles à retenir dans l'échantillon a été fixé à 50, soit environ 18% d'écoles primaires, sur les 280 que comprenaient ces villes en 2010.

L'échantillonnage des écoles s'est basé sur la structure du système éducatif de la RDC, qui recourt à trois catégories d'écoles, appelé régime de gestion ou "réseaux". On distingue le régime publiques non conventionnées (écoles non conventionnées) ; régime conventionné (écoles publiques conventionnées) et le régime privé (écoles privées).

Dans la procédure, dans un premier temps, il y a eu la sélection aléatoire, dans chaque réseau, d'un nombre proportionnel d'écoles. Ensuite, dans une école disposant d'une ou de deux classes de 4^{ème} année, ces dernières ont d'office été retenues dans l'échantillon d'étude. Par contre, étant donné les effectifs pléthoriques des classes en RDC, en général, et dans la Province Orientale, en particulier, pour une école ayant plus de deux classes de 4^{ème} année, seulement deux ont été sélectionnées aléatoirement pour faire partie de l'échantillon. Enfin, tous les élèves des classes sélectionnées ont été retenus pour la recherche. Cette procédure d'échantillonnage a conduit à la sélection de 50 écoles et 82 classes de 4^{ème} année.

Lors de l'exploitation de ces données, nous avons remarqué que certains écoliers n'avaient pas fourni certains renseignements que nous attendions d'eux. Devant cette difficulté, les techniques statistiques partent des données pour apporter de l'information, et ne sont généralement pas propres à traiter des ensembles de données dans lesquels certaines d'entre elles sont inconnues. Les deux formes, radicalement différentes, pour contourner ou résoudre le problème sont les suivantes :

- Élimination: réduire l'échantillon aux individus «complets», parmi lesquels on ne trouve aucune donnée manquante.
- Imputation : attribuer des valeurs aux données manquantes selon un critère rationnel.

Devant ce manque d'informations, nous avons procédé à l'imputation multiple des données (Gregori, 2010 ; Graham, 2005 ; Graham et al., 2007; Koudjo, 2013). Cette imputation n'a concerné que les variables indépendantes.

Ainsi, notre échantillon se présente de la manière suivante :

Tableau 1. Effectifs des écoles, classes et écoliers par ville

| Ville | Écoles | Classes | Effectifs |
|--------------|-----------|-----------|-------------|
| BUNIA | 13 | 21 | 1021 |
| KISANGANI | 28 | 44 | 1412 |
| TOTAL | 41 | 65 | 2433 |

D'après le contenu de ce tableau, de 41 écoles retenues, la ville de Bunia en compte 13 avec 21 classes et 1021 écoliers et celle de Kisangani comporte 28 écoles dont 44 classes et 1412 écoliers. Ce qui fait que notre échantillon est composé de 65 classes avec 2433 écoliers.

2.2 VARIABLES RETENUES

Dans cette étude, deux sortes de variables ont été retenues : la variable dépendante et les variables indépendantes et, c'est au niveau de l'élève et de la classe.

2.2.1 VARIABLES DE NIVEAU ÉLÈVE (NIVEAU 1)

Au niveau de l'élève, nous avons les variables suivantes :

2.2.1.1 VARIABLE DÉPENDANTE

La variable dépendante est constituée des notes à l'épreuve de compréhension française appliquée en avril 2012. Composée de 10 questions de type traditionnel, cette épreuve a une fiabilité acceptable (α de cronbach =0.79 au post test). Son contenu ne couvre que la compréhension de texte.

2.2.1.2 VARIABLES INDÉPENDANTES

Concernant les variables indépendantes, nous avons retenu : le sexe (codé 0 pour la fille et 1 pour le garçon) ; l'âge (exprimé en années) ; le prétest, la langue la plus parlée à la maison ; le redoublement et le statut socio-économique. Le prétest une épreuve de compréhension, laquelle a été appliquée en septembre 2011 et comprend 10 questions sur la compréhension d'un texte écrit. Sa fiabilité est satisfaisante (α de cronbach =0.80).

Les informations sur la langue la plus parlée à la maison, le redoublement et le statut socio-économique proviennent du questionnaire des renseignements appliqué à l'élève à la même période. La variable langue a été structurée en deux modalités : 1 pour le français et 0 pour les autres langues nationales. Le redoublement dans la classe de quatrième année a été dichotomisé (0=n'a pas redoublé et 1 = a redoublé la classe de 4^{ème} année).

Enfin, le score du statut socio-économique des élèves a été obtenu à partir de l'application de l'analyse factorielle en composantes principales sur les renseignements se rapportant au niveau d'études des parents, ainsi qu'à la possession des biens (niveau d'étude des parents, activités des parents, présence d'électricité, livres, ordinateur, poste radio et téléviseur, tableau, chaises et tables pour le devoir à domicile, jouets, aide des parents et frères ou sœurs). Cette analyse a dégagé une structure à 5 composantes principales correspondant à 51,56% de la variance totale. Afin d'avoir un indice représentant le statut socio-économique, nous nous sommes référés à la formule proposée par Krishnan (2010), laquelle permet d'avoir l'indice moyen de ce statut.

2.2.2 VARIABLES AU NIVEAU DE LA CLASSE (NIVEAU 2)

Pour appréhender la composition de classe, cinq indices ont été construits pour chaque classe : le pourcentage des filles, le pourcentage de redoublants, le pourcentage des écoliers parlant le français à la maison, la moyenne du prétest et la moyenne du statut socio-économique (SSE).

D'une manière synthétique, les variables retenues dans cette étude se regroupent comme suit :

Tableau 2. Variables retenues dans l'étude

| Niveau | Variables indépendantes | Variable dépendante |
|---------------------|---|--|
| Niveau de l'élève | <ul style="list-style-type: none"> - Sexe - Redoublement - Langue parlée en famille - Prétest - Statut socio-économique | Notes à l'épreuve de compréhension française |
| Niveau de la classe | <ul style="list-style-type: none"> - Taille de la classe - Pourcentage des filles dans la classe - Pourcentage des redoublants - Pourcentage d'écoliers qui parlent français en famille - Moyenne au prétest - Moyenne du statut socio-économique | Notes à l'épreuve de compréhension française |

2.3 ANALYSE

Le traitement des données a été réalisé par la régression multiniveau au moyen du logiciel Mlwin 2.02. Un modèle à deux niveaux a été utilisé à cet effet : le niveau élève et le niveau classe. Au départ, un modèle vide, sans variables explicatives a été

calculé, dans le but de décomposer la variance totale du critère en composants de variance intra-classe et interclasse. Les caractéristiques de l'élève ont ensuite été intégrées dans l'analyse (Modèles 1 et 2) afin d'estimer les deux variances ci-dessus, en retirant du critère l'effet prédictible des variables individuelles. La troisième étape d'analyse a consisté en l'introduction successive de la variable de composition de la classe par rapport au prétest (Modèles 3 et 4) et des autres variables de la classe (Modèle 5 et 6).

Pour faciliter la comparaison des effets, nous avons procédé à la standardisation de toutes les variables prédictrices continues.

3 RÉSULTATS

Comme déjà signalé au chapitre trois, nous avons procédé par l'analyse à deux niveaux : le niveau élève et le niveau classe.

La première étape a consisté à l'analyse appelée « modèle vide », dans lequel aucune variable explicative n'est introduite. En agissant ainsi, le but est de décomposer la variance totale du critère en composants de variance intra-classe et interclasse.

Les caractéristiques de l'élève ont été intégrées en seconde analyse (Modèle 1), avec comme souci majeur estimer les deux variances ci-dessus, tout en retirant du critère l'effet prédictible des variables individuelles.

Ainsi, dans la troisième étape, nous avons introduit successivement les variables de composition de la classe (la moyenne au prétest, la moyenne du statut socio- culturel, la moyenne du concept de soi (Modèles 2, 3, 4). Enfin, la dernière étape de l'analyse a porté sur la modélisation des variables de la composition, en introduisant toutes les variables de composition (Modèle 5).

3.1 MODÈLE VIDE

Dans ce modèle vide dans lequel aucune variable explicative n'a été introduite, la décomposition de la variance totale du critère en ses composantes (variance intra-classe et interclasse) a abouti aux résultats suivants.

Tableau 3. *Modèle vide*

| | Modèle vide (0) | |
|--------------------------|-----------------|----------|
| | Paramètre | E.S. |
| <i>Effet fixe</i> | | |
| Intercept | 0.03 | 0.06 |
| <i>Effets aléatoires</i> | | |
| Composants de variance | | |
| Niveau élève | 0.72 | 0.02 |
| Niveau classe | 0.30 | 0.05 |
| Déviance | | 12234.74 |

Les résultats du modèle vide montrent que 70.49% de la variance des performances en mathématiques se situent au niveau des écoliers, alors que 29.51% se situent au niveau de la classe.

3.1.1 EFFET DES VARIABLES INDIVIDUELLES

Le souci de déterminer l'effet net des classes nous a poussé, au-delà du modèle vide, d'estimer les composantes de variance, en retirant du critère l'effet prédictible des variables individuelles (Cardinet & Wirthner, 2010). A cet effet, puisque les connaissances antérieures mesurées au début de la quatrième année primaire sont également influencées par la fréquentation scolaire, le prétest est retenu comme une variable individuelle pour apprécier simplement l'effet net des classes.

Tableau 4. Effet des variables individuelles

| | Modèle 1 (Variables individuelles) | |
|---------------------------------------|------------------------------------|---------|
| | Paramètres | SE |
| <i>Effets fixes</i> | | |
| Intercept | 0.03 | 0.42 |
| Caractéristiques individuelles | | |
| Age | -0.01 | 0.03 |
| Sexe | 0.23*** | 0.08 |
| Redoublement | -0.21** | 0.08 |
| Langue (référence = français) | 0.35*** | 0.07 |
| Prétest | 0.19*** | 0.02 |
| Statut Socio- Économique | 0.01*** | 0.00 |
| Effets aléatoires | | |
| Niveau 1 (élève) | 2.99 | 0.09 |
| Niveau 2 (classe) | 3.15 | 0.58 |
| Déviance | | 9798.18 |

La lecture du contenu du tableau 2 (Modèle 1) et la figure 1 atteste que l'ensemble des variables individuelles explique 12% de la variance totale. En considérant chaque niveau hiérarchique, la variance non expliquée par les caractéristiques individuelles s'élève à 43% et 45% respectivement aux niveaux de l'élève et de la classe (voir figure 1).

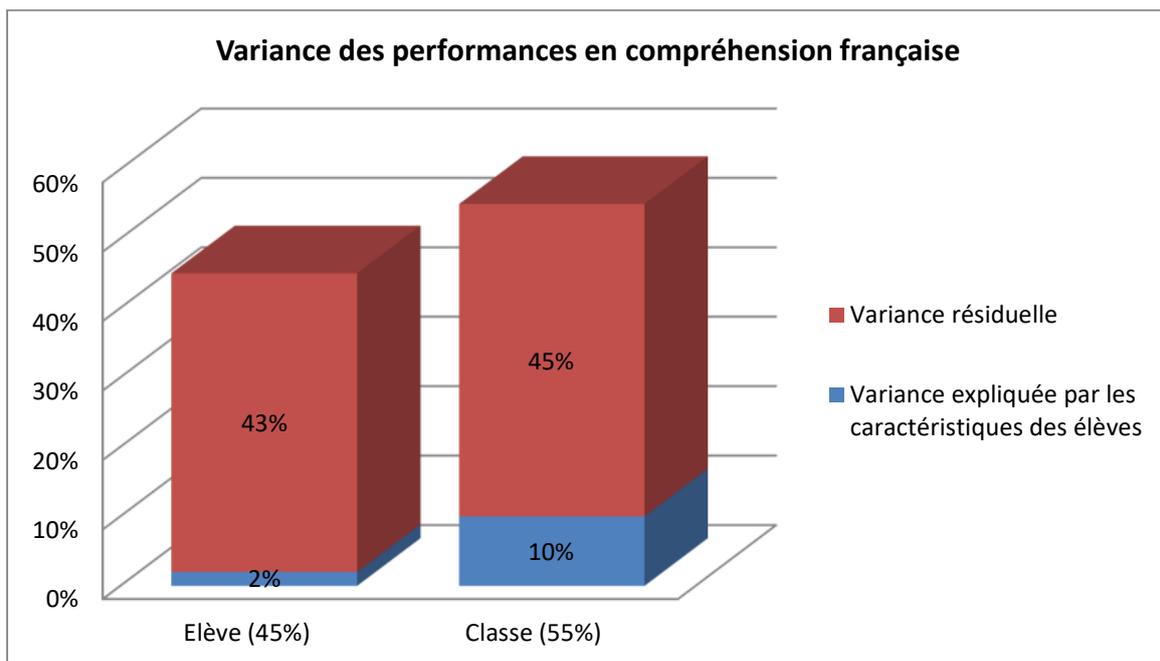


Fig. 1. Variance expliquée par les caractéristiques de l'élève

Parmi les variables individuelles retenues dans cette étude, le sexe, le prétest, la langue la plus parlée à la maison et le statut socio-économique sont les caractéristiques qui expliquent le plus la variance totale. Toutes choses égales par ailleurs, un déplacement d'un écart-type sur l'échelle du sexe est associé à un déplacement de 0.23 écart-type sur l'échelle des performances de fin d'année, le score d'un garçon étant de 0.23 écart-type supérieur à celui d'une fille. Aussi le prétest entraîne une variation de 0.19 écart-type sur l'échelle des performances de fin d'année. Ceci montre qu'un écolier performant en compréhension au prétest, demeure fort au post-test.

En plus des connaissances initiales, la variable redoublement, la langue la plus parlée à la maison, le statut socio-économique s'avèrent également significative dans le modèle 1. Un écolier qui redouble la classe se voit ses notes diminuées

de 0.21 écart-types sur les performances de fin d'année par rapport à celui qui ne redouble pas de classe. Il est à noter que le redoublement est négativement associé aux performances des élèves. L'élève qui a l'habitude de parler le français à la maison a une note supérieure de 0.35 écart-types par rapport à celui qui parle d'autres langues ; aussi, plus le statut socio-économique est élevé, plus l'élève réussit. Ainsi, un élève qui a un statut socio-économique élevé aura un gain de 0.01 écart-types sur ses performances en fin d'année.

Par contre, seule la variable âge n'est pas un bon prédicteur des performances.

Les résultats montrent que le modèle 1 ajuste mieux aux données que le modèle vide, la statistique Chi-deux (144.39) étant hautement significative pour 6 degrés de liberté ($p < 0.05$).

3.1.2 EFFET DES VARIABLES DE LA CLASSE

La détermination de l'effet des variables de composition de la classe a été opérée à travers sept analyses successives : la modélisation de l'effet de composition de classe par rapport à la taille de la classe, au pourcentage des filles dans la classe, au pourcentage des redoublants, au pourcentage des élèves qui parlent le français, au prétest et à la moyenne de statut socio-économique (modèles 2, 3, 4, 5, 6 et 7) et l'intégration de l'ensemble de toutes les variables retenues au niveau de la classe (modèles 8).

Tableau 5. Effet des variables de la classe

| | Modèle 2 (Composition avec taille de classe) | |
|--|--|------|
| | Paramètre | E.S. |
| <i>Effets fixes</i> | | |
| Intercept | 2.22 | 0.42 |
| <i>Caractéristiques individuelles</i> | | |
| Age | -0.01 | 0.03 |
| Sexe | 0.24*** | 0.08 |
| Redoublement | -0.21** | 0.08 |
| Langue (référence = français) | 0.35*** | 0.07 |
| Prétest | 0.19*** | 0.02 |
| Statut Socio- Économique | 0.01*** | 0.00 |
| <i>Composition de classe</i> | | |
| Taille de classe | -0.02 | 0.01 |
| <i>Effets aléatoires</i> | | |
| Niveau 1 (élève) | 2.99 | 0.09 |
| Niveau 2 (classe) | 3.00 | 0.55 |
| Déviance | 9795.51 | |

Ces analyses montrent que la moyenne de la classe, à l'épreuve de compréhension française appliquée au prétest, entretient un lien significatif avec les performances des élèves en fin d'année scolaire (voir modèle 2 dans le tableau 7). Ainsi, plus un élève étudie dans une classe forte en compréhension française au début de l'année, mieux il réussit à la fin de l'année. Plus concrètement, le déplacement d'un écart-type sur l'échelle des moyennes des classes au début de l'année entraîne un déplacement de 0.19 écart-type sur l'échelle des performances de fin de l'année. Le sexe, le redoublement, la langue la plus parlée à la maison et le statut socio-économique entretiennent également un rapport très significatif dans le modèle 2.

D'une manière concrète, la variation d'un écart-type sur l'échelle du sexe, de redoublement, de la langue la plus parlée à la maison et du statut socio-économique occasionne une variation respective de 0.24 ; -0.21 ; 0.35 et 0.01 écart-type sur l'échelle des performances de fin d'année. Le score d'un garçon est de 0.24 écart-type supérieur à celui d'une fille ; celui de redoublant sera inférieur à l'élève de non redoublant à la hauteur de 0.21. L'élève qui parle le français à la maison aura une note de 0.35 supérieure à celui qui parle d'autres langues que le français ; et les élèves ont le statut socio-économique élevé, plus leurs notes sont supérieures à ceux qui ont de statut faible (0.01).

La modélisation de la moyenne de la classe par rapport à la taille de la classe n'ajuste pas mieux aux données que la seule modélisation des caractéristiques individuelles (Chi-deux= 2.67 ; $p > 0.05$ (dl=1, N = 2433)).

Tableau 6. Effet des variables de composition avec pourcentage de fille dans la classe

| | Modèle 3 (composition avec pourcentage de fille dans la classe) | |
|---------------------------------------|---|------|
| | Paramètre | E.S. |
| <i>Effets fixes</i> | | |
| Intercept | 1.22 | 0.67 |
| Caractéristiques individuelles | | |
| Age | -0.01 | 0.03 |
| Sexe | 0.24*** | 0.08 |
| Redoublement | -0.21** | 0.08 |
| Langue (référence = français) | 0.35*** | 0.07 |
| Prétest | 0.19*** | 0.02 |
| Statut Socio- Économique | 0.01*** | 0.00 |
| Composition de classe | | |
| Pourcentage des filles dans la classe | 0.02** | 0.01 |
| Effets aléatoires | | |
| Niveau 1 (élève) | 2.99 | 0.09 |
| Niveau 2 (classe) | 2.97 | 0.55 |
| Déviance | 9794.70 | |

La lecture des données de ce tableau prouve que, outre les variables de caractéristiques individuelles, le pourcentage des filles dans la classe impactent significativement les performances des élèves en fin d'année scolaire. Le changement d'un écart-type sur l'échelle de pourcentage de fille dans une classe entraîne un déplacement de 0.02 écart-type sur l'échelle des performances de fin de l'année. En d'autres termes, plus y a des filles dans une classe, plus les résultats de la classe sont meilleurs.

Après comparaison, la valeur de Chi-deux de 3.48 a été trouvée, avec $p > 0.05$ (dl=1, N = 2433). Ceci étant, le pourcentage des filles dans une classe n'ajuste pas mieux aux données que la seule modélisation des caractéristiques individuelles.

Tableau 7. Effet des variables de composition avec pourcentage des redoublants

| | Modèle 4 (Composition avec pourcentage des redoublants) | |
|---------------------------------------|---|------|
| | Paramètre | E.S. |
| <i>Effets fixes</i> | | |
| Intercept | 3.12 | 0.84 |
| Caractéristiques individuelles | | |
| Age | -0.01 | 0.03 |
| Sexe | 0.23*** | 0.08 |
| Redoublement | -0.21** | 0.08 |
| Langue (référence = français) | 0.35*** | 0.07 |
| Prétest | 0.19*** | 0.02 |
| Statut Socio- Économique | 0.01*** | 0.00 |
| Composition de classe | | |
| Pourcentage des redoublants | -0.02 | 0.02 |
| Effets aléatoires | | |
| Niveau 1 (élève) | 2.99 | 0.09 |
| Niveau 2 (classe) | 3.06 | 0.56 |
| Déviance | 9796.63 | |

Les résultats de ces analyses du modèle 4, attestent que le pourcentage des redoublants n'entretient pas des rapports significatifs sur les performances des élèves en compréhension française. Même si il n'est pas significatif, nous retenons que plus il y a des redoublants dans une classe, moins bon est la performance de cette classe. C'est-à-dire que le changement d'un

écart-type opéré sur l'échelle de pourcentage des redoublants dans une classe entraîne une diminution de 0.02 écart-type sur l'échelle des performances de fin de l'année.

Les analyses ont abouti à une valeur de Chi-deux de 1.55, avec $p > 0.001$ ($df=1$, $N = 2433$). Ainsi, le modèle 4 dans lequel nous avons introduit le pourcentage des redoublants dans une classe n'ajuste pas mieux aux données que le modèle 1.

Dans le modèle 5, les résultats montrent que le pourcentage des écoliers qui parlent le français à domicile entretient des rapports très significatifs avec les performances des élèves en compréhension française en fin d'année. En effet, plus il y a des écoliers qui parlent le français à domicile dans une classe, meilleure est la performance de cette classe. C'est-à-dire que, le changement d'un écart-type opéré sur l'échelle de pourcentage des écoliers qui parlent le français à domicile dans une classe entraîne une augmentation de 0.04 écart-type sur l'échelle des performances de fin de l'année.

Tableau 8. Effet des variables de composition avec pourcentage d'écoliers qui parlent français à domicile

| | Modèle 5 (Composition avec le pourcentage d'écoliers qui parlent français) | |
|---|--|---------|
| | Paramètre | E.S |
| <i>Effets fixes</i> | | |
| Intercept | 0.89 | 0.75 |
| Caractéristiques individuelles | | |
| Age | -0.02 | 0.03 |
| Sexe | 0.23** | 0.08 |
| Redoublement | -0.21** | 0.08 |
| Langue (référence = français) | 0.34*** | 0.07 |
| Prétest | 0.19*** | 0.02 |
| Statut Socio- Économique | 0.01*** | 0.00 |
| Composition de classe | | |
| Pourcentage d'écoliers parlant français à la maison | 0.04** | 0.02 |
| <i>Effets aléatoires</i> | | |
| Niveau 1 (élève) | 2.99 | 0.09 |
| Niveau 2 (classe) | 3.05 | 0.56 |
| Déviante | | 9793.71 |

Après le calcul comparatif, une valeur de Chi-deux de 4.47 avec $p < 0.001$ ($df=1$, $N = 2433$). Ainsi, le modèle 5 (avec le pourcentage des écoliers qui parlent le français à domicile dans une classe) ajuste mieux aux données que le modèle 1.

Tableau 9. Effet des variables de composition avec la moyenne au prétest

| | Modèle 6 (Composition avec la moyenne au prétest) | |
|---------------------------------------|---|---------|
| | Paramètre | E.S |
| <i>Effets fixes</i> | | |
| Intercept | 0.77 | 0.50 |
| Caractéristiques individuelles | | |
| Age | -0.01 | 0.03 |
| Sexe | 0.24*** | 0.08 |
| Redoublement | -0.21** | 0.08 |
| Langue (référence = français) | 0.35*** | 0.07 |
| Prétest | 0.18*** | 0.02 |
| Statut Socio- Économique | 0.01*** | 0.00 |
| Composition de classe | | |
| Moyenne au prétest | 0.58*** | 0.12 |
| <i>Effets aléatoires</i> | | |
| Niveau 1 (élève) | 2.99 | 0.09 |
| Niveau 2 (classe) | 2.34 | 0.43 |
| Déviante | | 9778.76 |

La lecture des données du tableau 9 laisse voir que, outre les variables de caractéristiques individuelles qui entretiennent des relations significatives avec les résultats des écoliers à la fin de l'année (le sexe, le redoublement, la langue la plus parlée à la maison, le prétest, le statut socio-économique), la moyenne au prétest influe significativement sur les performances des élèves en fin d'année scolaire. Cela montre que la variation d'un écart-type sur l'échelle de la moyenne au prétest entraîne un changement de 0.58 écart-type sur l'échelle des performances de fin de l'année. En d'autres termes, plus les écoliers d'une classe est performants (réalisent des bonnes notes) au début de l'année, plus leurs performances sont meilleures à la fin de l'année.

Après comparaison, la valeur de Chi-deux= 19.424 a été trouvée, avec $p < 0.001$ (dl=1, N = 2433). Ceci étant, la moyenne au prétest est un meilleur prédicteur des performances de fin d'année.

Tableau 10. Effet des variables de composition avec moyenne du Statut Socio- Économique

| Modèle 7 (Composition avec la moyenne du Statut Socio- Économique) | | |
|--|-----------|------|
| | Paramètre | E.S |
| <i>Effets fixes</i> | | |
| Intercept | -1.20 | 2.20 |
| Caractéristiques individuelles | | |
| Age | -0.01 | 0.03 |
| Sexe | 0.23*** | 0.08 |
| Redoublement | -0.21** | 0.08 |
| Langue (référence = français) | 0.34*** | 0.07 |
| Prétest | 0.19*** | 0.02 |
| Statut Socio- Économique | 0.01*** | 0.00 |
| Composition de classe | | |
| Moyenne du Statut Socio- Économique | 0.06* | 0.04 |
| <i>Effets aléatoires</i> | | |
| Niveau 1 (élève) | 2.99 | 0.09 |
| Niveau 2 (classe) | 3.13 | 0.57 |
| Déviante | 9795.68 | |

Les données de ce tableau montrent que 6 variables (sexe, redoublement, langue la plus parlée, prétest et statut socio-économique) individuelles entretiennent de relations significatives avec les résultats des écoliers en fin d'année. Par contre, la moyenne du statut socio-économique d'une classe impactent positivement les performances des élèves en fin d'année scolaire. Le changement d'un écart-type sur l'échelle du statut socio-économique dans une classe occasionne un déplacement de 0.06 écart-type sur l'échelle des performances de fin de l'année. En d'autres termes, plus le statut socio-économique est plus élevé, plus les performances scolaires sont bonnes.

Après comparaison, la valeur de Chi-deux= 2.501 a été trouvée, avec $p > 0.001$ (dl=1, N = 2433). Ces résultats montrent que la moyenne du statut socio-économique n'ajuste pas mieux aux données que le modèle 1.

Tableau 11. Effet des variables de composition avec toutes les variables

| | Modèle 8 (Composition avec toutes les variables) | |
|---|--|------|
| | Paramètre | E.S |
| <i>Effets fixes</i> | | |
| Intercept | 0.22 | 2.61 |
| Caractéristiques individuelles | | |
| Age | -0.01 | 0.03 |
| Sexe | 0.24*** | 0.08 |
| Redoublement | -0.21** | 0.08 |
| Langue (référence = français) | 0.34*** | 0.07 |
| Prétest | 0.18*** | 0.02 |
| Statut Socio- Économique | 0.01*** | 0.00 |
| Composition de classe | | |
| Taille de la classe | -0.01 | 0.01 |
| Pourcentage des filles | 0.01 | 0.01 |
| Pourcentage des redoublants | -0.01 | 0.02 |
| Pourcentage d'écoliers qui parlent français | 0.03** | 0.02 |
| Moyenne au prétest | 0.54*** | 0.14 |
| Moyenne du Statut Socio- Économique | -0.01 | 0.04 |
| Effets aléatoires | | |
| Niveau 1 (élève) | 2.99 | 0.09 |
| Niveau 2 (classe) | 2.14 | 0.40 |
| Déviante | 9772.78 | |

Dans le modèle 8 où toutes les variables de composition ont été introduites, deux d'entre elles (pourcentage d'écoliers qui parlent français en domicile et la moyenne au prétest) entretiennent de relations significatives avec les résultats des écoliers en fin d'année. Par contre, l'impact de taille de la classe, pourcentage des filles, pourcentage des redoublants et la moyenne du statut socio-économique n'ont pas d'impact significatif sur les performances des élèves en fin d'année scolaire. Le changement d'un écart-type sur l'échelle de la langue parlée en famille entraîne une augmentation de 0.03 écart-type sur l'échelle des performances de fin de l'année ; alors que le même changement sur la moyenne au prétest entraîne une hausse de 0.54 écart-type.

La valeur de Chi²= 25.398 ainsi que p<0.001 (dl=11, N = 2433). Ces résultats montrent que le modèle 8 (incluant toutes les variables de compositions de l'étude) n'ajuste pas mieux aux données que le modèle 1.

4 DISCUSSION DES RÉSULTATS

Hanushek (1972) a montré qu'il existait des différences de progression très significatives selon la classe dans laquelle étaient scolarisés les élèves. Veldman et Brophy (1974) estiment eux aussi que certains des travaux existants laissent planer un doute sur l'existence des effets-classes. Selon eux, on ne peut pas tirer de conclusions sur les effets de l'enseignement sans mesurer leur ampleur. Leur recherche permet de prendre en compte la classe comme variable explicative des acquisitions ; celle-ci permet d'expliquer, toutes choses égales par ailleurs, jusqu'à 10% de la progression des élèves.

Les résultats de Hanushek (1972) et de Veldman et Brophy (1974) ont établi sur une base empirique le fait qu'il existe des différences de progression d'une classe à l'autre.

Hanushek (1972) signale lui-même que l'effet-classe qu'il a dégagé n'est pas dissocié d'un possible effet de composition du public d'élèves de la classe. Par conséquent, les études montrent généralement que les variables contextuelles caractérisant le public d'élèves (niveau scolaire moyen, tonalité sociale et ethnique, hétérogénéité des acquisitions...) n'ont qu'un impact très modéré sur les performances de la classe et celles-ci sont bien loin d'épuiser l'ampleur des effets-classes (Mingat, 1991). Par ailleurs, les caractéristiques de la classe ont, elles aussi, un impact au mieux faible. Ainsi, les recherches qui se sont intéressées à la taille de la classe sont généralement parvenues à des résultats contradictoires qui tendent à montrer qu'il n'y a pas ou très peu d'effets de la taille de la classe sur les acquisitions des élèves. Signalons toutefois une méta-analyse réalisée par Glass et Smith (1979), qui conclut à des effets négatifs de la taille de la classe aussi bien sur les acquisitions des élèves que sur leurs attitudes envers l'école.

En France, des recherches menées dans des lycées et des collèges montrent que si l'effet-école est généralement très faible (entre 2 et 5 % de la variance), l'effet-classe est beaucoup plus important : de 12% de la variance du rendement en langue d'enseignement à près de 15% en mathématiques (Attali et Bressoux, 2002). Au primaire, les études montrent un effet-classe atteignant près de 10 % des variations dans les scores des acquis des élèves en lecture et un peu moins de 20% de celles en mathématiques (Bressoux, 1995, 1996 ; Mingat, 1991).

Mingat (1983) a mis en évidence, toutes proportions bien gardées, des écarts significatifs importants dans les acquisitions des élèves selon la classe dans laquelle ils étaient scolarisés. Les effets estimés des classes étaient de 12,1% en mathématiques et de 16,4% en français. Une autre étude menée par Mingat et Richard (1991) confirme l'existence de différences substantielles de progression entre classes de cycle préparatoire. Le pourcentage de variance expliquée par les classes est de 12% en français et de 15,4% en mathématiques. Ces deux études montrent que les différences de résultats d'une classe à l'autre affectent surtout les élèves faibles, les acquisitions des forts étant moins sensibles au fait d'appartenir à une classe plutôt qu'à une autre.

Les quelques études qui ont été menées afin de mettre en relation la composition de la classe et les acquisitions des élèves offrent un ensemble plutôt hétéroclite. Leurs résultats sont assez disparates et rendent une synthèse bien difficile à réaliser.

Concernant les caractéristiques "données" des classes (celles qui s'imposent au maître et qui constituent la part de l'effet-classe que l'on ne peut attribuer à un effet-maître), quelques études s'accordent à montrer que, les classes à cours double sont plus efficaces que les classes à cours simple, aussi bien au niveau préélémentaire (Leroy-Audouin, 1993) qu'élémentaire (Bressoux, 1993 ; Duru-Bellat et Leroy-Audouin, 1990).

Bressoux (1993) a montré qu'il existe des différences substantielles dans les acquisitions en lecture des élèves de cycle élémentaire 2, cycle moyen 1 et cycle moyen 2, selon la classe dans laquelle ils sont scolarisés (11,4% de la variance inter-individuelle), mais que les différences sont nettement moindres au niveau de l'école (4,3% seulement).

Dans notre étude, les résultats du modèle vide attestent que 45% de variance des performances des écoliers en compréhension française se situent au niveau des écoliers et 55% au niveau de la classe dans laquelle ils appartiennent.

De ces 45% d'explication au niveau des écoliers, les variables qui ont été prises en compte dans notre travail expliquent 2%. Et, au niveau de classe, les variables introduites expliquent 10% des performances des écoliers en compréhension française. En gros, les cinq variables retenues dans cette étude (sexe, redoublement, langue parlée en famille, prétest et statut socio-économique) expliquent 12% de performances des écoliers en compréhension française.

Ainsi donc, nos résultats se retrouvent dans la fourchette de 10% à 20% souvent trouvés par des auteurs comme Bressoux (1995 et 1996), Hanushek (1972), Mingat (1983), Mingat et Richard (1991), Veldman et Brophy (1974).

Dans nos analyses, sur les 6 variables de composition intégrées dans le modèle, deux ajustent mieux aux données, en se référant à la modélisation due aux variables individuelles : il s'agit du prétest et de la langue parlée en famille.

Ainsi donc, après comparaison de la modélisation du pourcentage des écoliers qui parlent français en famille (modèle 5) à la modélisation des variables individuelles (modèle 1), nous retenons que ce modèle ajuste mieux aux données que le modèle 1. Il en est de même du modèle 6 incluant la moyenne au prétest à celui du modèle 1 renfermant les caractéristiques individuelles. De ce fait, la modélisation de la moyenne au prétest ajuste mieux aux données que la modélisation des variables individuelles.

Mais au contraire, la comparaison du modèle 8 au modèle 1 atteste que le modèle 8 (incluant toutes les variables de compositions de classe retenues dans l'étude) n'ajuste pas mieux aux données que le modèle 1 (caractérisé par les variables individuelles).

Retenons que la revue de littérature concernant l'effet de composition mesuré à partir des dimensions sociales, économiques et culturelles du background des élèves, montre que la composition de classe semble influencer significativement les résultats des élèves, au-delà de leurs caractéristiques individuelles. Elle met toutefois en évidence un pan minoritaire de cette littérature qui tend à montrer le contraire. Cette absence d'accord entre les chercheurs trouve en partie sa source dans des problèmes conceptuels et méthodologiques liés à la théorisation et à l'opérationnalisation des effets de composition (Thrupp, Lauder & Robinson, 2002).

Notre contribution consiste notamment à confirmer l'existence d'un effet de composition de classe dans les écoles de Bunia et Kisangani, en République Démocratique du Congo. Dès lors que des élèves se retrouvent dans des classes composées majoritairement des enfants d'origine sociale « défavorisée », leurs performances académiques sont inférieures à ce qu'elles pourraient être s'ils fréquentaient une classe brassant les origines sociales. Bref, la composition de classe a des effets sur les performances des élèves.

En dépit de cette contribution, signalons tout de même que certaines limites émaillent cette étude, notamment en ce qui concerne les variables mobilisées dans les analyses, etc. Compte tenu de la diversité des variables de la composition de classe, le choix de ces dernières dépendent de l'orientation d'une étude. Tout compte fait, elles peuvent se rapporter à la composition sociale de la classe (par exemple, union des parents, pourcentage d'étudiants immigrés, pourcentage de filles), ethniques (province d'origine, tribu), culturelles (niveau d'études des parents, aide des parents et des frères et sœurs dans l'apprentissage), économiques (activités des parents, possession de certains matériels susceptibles de favoriser la bonne évolution de l'enfant, etc.) et cognitifs ou composition de l'exploit de la classe (par exemple, performance en lecture, mathématiques, écriture, déchiffrement).

À cause de la nature réciproque d'effets de la composition (un élève affecte son ou ses pairs et est affecté par les pairs), c'est très difficile de séparer des impacts causaux (Hanushek et al., 2003).

Nous pouvons conclure que l'exploit en lecture dépend de la composition linguistique et académique de la classe, en particulier la proportion d'élèves dans la classe qui parlent la langue française en famille et le niveau initial de la classe.

Bien que nous ayons visé, dans cette étude, à dégager la part de l'effet de composition de classe, nous n'avons pas pu offrir une explication sur le processus par lequel cet effet agit. Ainsi, il est important de multiplier les variables liées à la composition de classe dans les analyses pour avoir une idée plus large de cet effet.

C'est donc intéressant de réintroduire une perspective temporelle dans l'analyse de la composition des groupes, en étudiant les critères mobilisés au niveau des élèves, la composition des classes constituées et enfin, leur efficacité pédagogique.

De tout ce qui précède, les mérites de ce travail consiste à ce que les écoliers doivent parler la langue d'enseignement en famille et doivent être scolarisés dans des classes dont le niveau moyen est supérieur, afin que leurs performances à la fin d'année augmentent.

5 CONCLUSION

En entreprenant cette étude, nous avons visé un seul objectif, celui de dégager la part de l'effet de composition de classe dans les écoles primaires de Bunia et Kisangani en compréhension française.

Pour y parvenir, nous avons analysé les données collectées par le Service de Planification et d'Évaluation en Éducation de l'Université de Kisangani. Le service a mené une étude longitudinale en observant les écoliers depuis la 4^e année primaire (2011) jusqu'à la 3^e année secondaire (2018). Nous nous sommes intéressés aux données de la 4^e année primaire. De 49 écoles comprenant 80 classes et 4787 écoliers, nous n'avons considéré que 65 classes avec 2433 écoliers qui remplissaient toutes les conditions pour faire partie de notre recherche.

Des instruments utilisés par le Service de Planification et d'Évaluation en Éducation de l'Université de Kisangani, nous nous sommes intéressés au questionnaire de renseignements sur l'élève et à l'épreuve de compréhension française.

A partir de ces données, nous avons calculé quelques indices statistiques tels que la moyenne, l'écart type, le coefficient de variation, le rendement. Le test t de Student et l'analyse de la variance à une classification nous ont permis de comparer les différentes moyennes obtenues. Nous avons enfin appliqué l'analyse multiniveau pour déceler la part de la composition de classe dans l'explication de la variance totale des performances en lecture compréhension française.

À l'issue de ces analyses, il s'est avéré que 45% de la variance des performances se situent au niveau des écoliers, alors que 55% se situent au niveau de la classe.

Le Modèle 1 dans lequel les variables individuelles ont été introduites montre que ces dernières expliquent 12% de la variance totale des performances des écoliers en compréhension française. En considérant chaque niveau hiérarchique, la variance non expliquée par les caractéristiques individuelles s'élève à 43% et 45% respectivement aux niveaux de l'élève et de la classe.

Des variables de composition de classe introduites dans cette étude (taille de la classe, pourcentage des filles, pourcentage de redoublants, pourcentage des écoliers parlant le français à la maison, moyenne du prétest et statut socio-économique), deux affichent des corrélations significatives avec les résultats des élèves. Il s'agit du prétest (niveau initial des élèves) et de la langue parlée en famille.

En conséquence, plus le niveau initial de la classe est élevé, plus les élèves de cette classe réalisent des bons résultats à la fin de l'année scolaire. Aussi, plus les élèves d'une classe parlent le français à la maison, plus ces derniers améliorent leurs résultats scolaires.

RÉFÉRENCES

- [1] Anderson, B.E., Lane, J.D., Tagushi, F. & Williams, R.B. Jr. (1989). Effects on public day-care : A longitudinal study. In *Child development*, n°60, pp. 857-866.
- [2] Attali, A. et Bressoux, P. (2002). *L'évaluation des pratiques éducatives dans les premier et second degrés : rapport suivi de l'avis du Haut conseil de l'évaluation de l'école*. France : Haut conseil de l'évaluation de l'école.
- [3] Barrett, A.M. (2011). A millennium learning goal for education post-2015: a question of outcomes or processes. *Comp. Educ.*, 47, 1, pp. 119-133
- [4] Baudelot, C. et Establet, R. (1971). *L'école capitaliste en France*. Paris : Maspero.
- [5] Bianco, M. & Bressoux, P. (2009). Early training in oral comprehension and phonological skills: Results of a three-year longitudinal study. *Scientific Studies of Reading*, 14, 3, pp. 211-246.
- [6] Bissseret, N. (1974). *Les inégaux ou la sélection universitaire*. Paris: PUF.
- [7] Boudon, R. (1993). *Education, opportunity, and social inequality: Changing perspectives in western society*. New York: John Wiley.
- [8] Bourdieu, P. (1964). *Les Héritiers*. Paris : Minuit.
- [9] Bourdieu, P. et Passeron, J. C. (1970). *La Reproduction*, Paris : Minuit.
- [10] Bressoux, P. (1993). Les performances des écoles et des classes: le cas des acquisitions en lecture» Ministère de l'Education Nationale, Direction de l'Evaluation et de la Prospective. *Les Dossiers Éducation et Formations*, Paris, n° 30.
- [11] Bressoux, P. (1994). Les recherches sur les effets-écoles et les effets-maîtres in *Revue Française de Pédagogie*, n°108, pp. 91-137.
- [12] Bressoux, P. (1995). Les effets du contexte scolaire sur les acquisitions des élèves : effet-école et effets classes en lecture. *Revue française de sociologie*, 36, 2, pp. 273-294.
- [13] 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, pp. 252-279.
- [14] Bressoux, P. (2006). Effet-classe, effet-maître. Dans E. Bourgeois et G. Chapelle (Dir.) : *Apprendre et faire apprendre*. Paris, France : Presses universitaires de France.
- [15] Brophy, J. et Good, T. (1986). Teacher Behavior and Student Achievement. In M.C. Wittrock (ED.) *Handbook of Research on Teaching*, pp. 328-375.
- [16] Campbell, R.J., Kyriakides, L., Muijs, R.D. et Robinson, W. (2004). *Assessing Teacher Effectiveness. Developing a Differentiated Model*. London: Routledge Falmer.
- [17] Cardinet, J. et Wirthner M. (2010). *Elèves et classes apprennent à lire : reprise des données d'une recherche en lecture selon une approche multiniveau*. Neuchâtel : IRDP.
- [18] Carron, G. et Chau, T. (1998). *La qualité de l'école primaire dans des contextes de développement différents*. Paris : UNESCO.
- [19] Cherkaoui, M. (1979). *Les paradoxes de la réussite scolaire*. Paris: PUF.
- [20] Coleman, J.S., Campbell E., Hobison C., Mc Partland J., Mood A., Weinfield F. et York R. (1966). - Equality of Educational Opportunity, Washington DC, US Government Printing Office. *Journal of Human Resources*, 3, 2, pp. 237-246.
- [21] Creemers, B.P.M. et Reezigt, G.J. (1996). School level conditions affecting the effectiveness of instruction. *School Effectiveness and School Improvement*, 7, pp. 197-229.
- [22] Dupriez, V. et Vandenberghe, V. (2004). L'école en Communauté française de Belgique : de quelle inégalité parlons-nous? *Les cahiers de Recherche en Éducation et Formation*, n°27
- [23] Durkheim, E. (1922). *Éducation et sociologie*. Classiques : uqac
- [24] Duru-Bellat, M. (2003). « Les apprentissages des élèves dans leur contexte : les effets de la composition de l'environnement scolaire ». *Carrefours de l'éducation*, 16, pp. 182-206.
- [25] Duru-Bellat M. et Leroy-Audouin C. (1990). «Les pratiques pédagogiques au CP: structure et incidence sur les acquis des élèves », *Revue Française de Pédagogie*, 93, pp. 5-15.
- [26] Duru-Bellat, Magali, Le Blastard-Landrier et Piquée (2004). *Les effets de la composition scolaire et sociale du public d'élèves sur leur réussite et leurs attitudes : évaluation externe et explorations qualitatives*. Dijon : Les Cahiers de l'IREDU.
- [27] Felouzis, G. (2003). La ségrégation ethnique au collège et ses conséquences. *Revue française de sociologie*, 44, 3, pp. 413-447.
- [28] Filmer, D., Hasan, A. & Pritchett, L. (2006). A Millennium Learning Goal: measuring real progress in education. *CGD Working Paper 97. Center for Global Development*.
- [29] Flynn, J. R. (1999). Searching for justice: The discovery of IQ gains over time. *American Psychologist*. 54, 1, pp. 5-20.
- [30] Glasman, D. (2001). *L'accompagnement scolaire. Sociologie d'une marge de l'École*, Paris : P.U.F.
- [31] Glass, G.V. et Smith, M.L. (1979). Meta-analysis of research on class size and achievement. *Educational Evaluation and Policy Analysis*, 1, 1, pp. 2-16

- [32] Graham, J.W, Olchowski, A.E., & Gilreath, T.D. (2007). How many imputations are really needed? Some practical clarifications of multiple imputation theory. *Prevention Science*, 8, pp. 206-213.
- [33] Graham, J.W. (2009). Missing data analysis: making it work in the real world. *Annual Review of Psychology*, 60, pp. 549-576.
- [34] Gregori, P.B. (2010). Imputation multiple de données manquantes par l'analyse statistique implicative. *Quaderni Ricerca in Didattica (Mathematics)*, pp. 59-84.
- [35] Grisay, A. (2006). Que savons-nous de l'effet d'établissement ? In G. Chapelle & D. Meuret, *Améliorer l'école*. Paris : PUF, 2006, pp. 215-230.
- [36] Hanushek, E. A., & Kain, J. F. (1972). On the value of equality of educational opportunity as a guide to public policy. In F. Mosteller & D. P. Moynihan (Eds.), *On equality of educational opportunity* (116–145). New York: Vintage Books.
- [37] Jarlégan, A. (2008). Le rôle de l'école dans la fabrication des différences liées au sexe en mathématiques. *Bulletin de l'ANEF* 37, pp. 7–17.
- [38] Koudjo, J.-M., Kouakou, J.A., & Kanga, K.D. (2013). Méthodologie d'obtention d'une base de données. *The African Statistical Journal*, 16, pp. 61-78 .
- [39] Kyriakides, L. (2007). Generic and differentiated models of educational effectiveness: implications for the improvement of educational practice. *International Handbook of School Effectiveness and Improvement*, pp. 41-56.
- [40] Lafontaine, D. (2008). Evaluation des systèmes éducatifs. *Mesure et évaluation en éducation*, 31, 3, pp. 95–123
- [41] Lautier N. (2008). *Le regard des étudiants*. Paris : ERES.
- [42] Leroy-Audouin, C. (1993). L'école maternelle, entre la diversité des élèves et la continuité éducative: du passage anticipé en cours préparatoire au cycle des apprentissages fondamentaux. *Thèse de doctorat en Sciences de l'Éducation*, Dijon.
- [43] Merle, P. (2003). *Sociologie de l'évaluation scolaire*. Paris : PUF.
- [44] Mingat, A. (1983). Évaluation analytique d'une action. Zone d'Éducation Prioritaire au Cours Préparatoire. In *Cahier de l'IREDU*, 37, Dijon.
- [45] Mingat, A. (1991). Expliquer la variété des acquisitions au cours préparatoire: les rôles de l'enfant, la famille et l'école. In *Revue Française de Pédagogie*, 95, pp. 47-63.
- [46] Mingat, A., Richard, M. (1991). Evaluation des activités de rééducation GAPP à l'école primaire. *Cahier de l'IREDU*, 49, Dijon.
- [47] Monteil, J. M. (2001). *Réussir ou échouer à l'école: Une question de contexte?* Grenoble: Presses universitaires de Grenoble.
- [48] Muij, D. et al. (2005). School Effectiveness and School Improvement. *An International Journal of Research, Policy and Practice*.21, pp. 93-112
- [49] Opdenakker M.-C. & Van Damme J. (2001). Relationship between school composition and characteristics of school process and their effect on mathematic achievement. *British educational research journal*, 27, 4, pp. 407-432.
- [50] Programme National de l'Enseignement Primaire. (2011). Kinshasa : EDIDEPS.
- [51] Suchaut, B. (1996). Le temps scolaire : Allocation et effets sur les acquisitions des élèves en Grande section et au CP. *Thèse de doctorat en pédagogie publiée*, Université de Bourgogne.
- [52] Suchaut, B. (2008). Le rôle de l'école maternelle dans les apprentissages et la scolarité des élèves. *IREDU-CNRS et Université de Bourgogne Conférence pour l'A.G.E.E.M*. Bourges, 30 janvier 2008.
- [53] Thrupp, M., Lauder, H., & Robinson, T. (2002). School composition and peer effects. *International Journal of Educational Research*, 37, 5, pp. 483-504.
- [54] Veldman, D.J. et Brophy, J.E. (1974). Measuring Teacher Effects on Pupil Achievement. *Journal of Educational Psychology*, 66, 3, pp. 319-324.
- [55] Viriot-Goedel, C., Tazouti, Y., Geiger-Jaillet, A., Matter, C., Carol, R. et Deviterne, D. (2009). Comparaison des effets des variables individuelles et contextuelles sur les performances scolaires des élèves en France et en Allemagne à la fin des deux premières années de scolarisation. *Genre et éducation : institutions, pratiques, représentations*, pp. 233-253.