

## **Relation entre la composition de la classe, le rendement scolaire et le concept de soi chez les élèves de quatrième année primaire**

Gratien Bambanota Mokonzi<sup>1</sup>, Jean-Paul Legono Bela<sup>1</sup> et Jan Van Damme<sup>2</sup>

1 Service de Planification et d'Évaluation en Éducation, Faculté de Psychologie et des Sciences  
de l'Éducation,

Université de Kisangani, République démocratique du Congo

2 Center for Educational Effectiveness and Evaluation, Université KU Leuven, Belgique

### **Résumé**

Cette étude examine la possibilité que la composition cognitive et non cognitive de la classe soient corrélées au rendement et au concept de soi et que cette corrélation varie suivant le niveau des connaissances et du concept de soi que les élèves de 4<sup>ème</sup> année primaire ont au début de l'année scolaire. L'étude est basée sur un échantillon de 4639 élèves répartis dans 80 classes de deux villes de la République démocratique du Congo (RDC). Grâce à l'analyse multiniveaux multivariée, elle montre que l'effet de composition cognitive et l'effet de composition non cognitive de la classe opèrent faiblement dans les écoles de la RDC. La taille de l'effet de composition cognitive est plus importante que celle de l'effet de composition non cognitive. En mathématiques, la composition cognitive de la classe profite plus aux élèves les plus faibles alors qu'en lecture elle avantage uniquement les élèves les plus forts. Par contre, la composition non cognitive profite plus aux élèves ayant au début de l'année une faible estime de soi en lecture. L'étude recommande la valorisation des aspects non cognitifs de l'apprentissage au même titre que les aspects cognitifs et l'application des pratiques enseignantes qui recourent aux interactions

entre élèves. L'étude suggère enfin que la recherche approfondisse l'investigation des facteurs responsables de l'effet de composition cognitive et non cognitive de la classe.

**Mots-clés :** Effet de composition ; Multiniveaux multivarié ; Rendement scolaire ; Concept de soi ; République démocratique du Congo

### **Importance pour le public**

D'après la littérature sur l'efficacité de l'éducation, les caractéristiques de la classe ou de l'école sont liées aux acquisitions des élèves qui la fréquentent. Cette étude soutient cette idée en montrant que la composition de la classe est associée aux acquisitions et à l'estime que les élèves ont d'eux-mêmes par rapport aux leçons de mathématiques et de lecture. Ces résultats nous amènent à recommander la valorisation des aspects non cognitifs de l'apprentissage par les curricula appliqués dans les écoles primaires de la République démocratique du Congo (RDC) ainsi que l'emploi des pratiques enseignantes axées sur les interactions entre les élèves.

La littérature sur l'efficacité de l'école distingue trois types d'effets : les effets des processus et des pratiques scolaires, les effets structurels et les effets de composition (Marks, 2010). Les premiers effets se rapportent à l'impact de la scolarisation proprement dite, notamment les effets des pratiques enseignantes et managériales. En revanche, si les effets structurels concernent les ressources et la taille de l'école, les effets de composition, quant à eux, relèvent de l'influence des caractéristiques agrégées des élèves.

En ce qui concerne les effets de composition, la recherche a surtout mis l'accent sur le niveau intellectuel, le statut socio-économique, l'appartenance ethnique et le genre (Boonen et

al., 2014). Elle a particulièrement privilégié le rendement scolaire, comme variable-réponse.

Ainsi, peu de travaux ont étudié les aspects non cognitifs de l'apprentissage, soit comme variables de composition (Mokonzi et al., 2019 ; Palardy, 2019 ; Van Landeghem et al., 2002), soit comme variables explicatives (Duru-Bellat et al., 2003 ; Marsh & Hau, 2003 ; Mokonzi et al., 2019 ; Seaton et al., 2010 ; Treviño et al., 2018 ; Van Landeghem et al., 2002). Des recherches axées à la fois sur les aspects cognitifs et non cognitifs sont encore plus rares. Pourtant, « on critique en particulier le fait que dans leur majorité, les travaux relevant du courant de la *school effectiveness* définissent uniquement les produits de l'école en termes d'acquis scolaires » (Duru-Bellat et al., 2003, p. 10).

Dans cette étude, par contre, nous examinons, au moyen de l'analyse multiniveaux multivariée, les effets de composition de la classe en considérant le rendement et le concept de soi des élèves aussi bien comme variables explicatives que comme variables-réponses. Pour comprendre davantage les enjeux de cette étude, nous analyserons à l'aide de la littérature scientifique l'effet de composition et présenterons par la suite le système éducatif de la RDC avant de présenter les questions de recherche.

### **Revue de la littérature**

L'effet de composition peut être défini comme l'impact des caractéristiques agrégées d'un groupe d'élèves (statut socio-économique, connaissances antérieures, etc.) lorsque ces variables ont également été prises en compte au niveau individuel (Dumay & Dupriez, 2008). Selon Sacerdoce (2011), « de nombreux chercheurs et enseignants ont fait valoir que cet effet est un déterminant aussi important des résultats des élèves que d'autres intrants largement cités, notamment la qualité des enseignants, la taille des classes et la participation des parents » (p. 250). Dans l'évolution de la recherche sur l'efficacité de l'éducation, l'effet de composition a été

initialement étudié au niveau de l'école, comme l'ont fait Coleman et al. (1966). La recherche s'est, ensuite, intéressée à la relation entre la composition de la classe et le rendement des élèves.

À la suite du rapport Coleman (Coleman et al., 1966), plusieurs travaux ont étudié les effets de composition en privilégiant le niveau intellectuel, le statut socio-économique, l'appartenance ethnique et le genre (Boonen et al., 2014 ; Firmino et al., 2018). La plupart des études qui ont analysé la relation entre la composition intellectuelle et le rendement scolaire ont débouché sur un résultat positif. Autrement dit, la composition cognitive est positivement associée au rendement (Beckerman & Good, 1981 ; Bela & Mokonzi, 2018 ; Dar & Resh, 1986 ; De Fraine et al., 2003 ; Opdenakker & Van Damme, 2001). Il s'agit là de l'effet d'entraînement des pairs (*Peer Spillover Effect*).

Quoique peu nombreuses, des études ont également examiné la relation entre la composition intellectuelle et les aspects non cognitifs, notamment le concept de soi (Marsh & Hau, 2003 ; Mokonzi et al., 2019 ; Seaton et al., 2010). Mokonzi et al. (2019), par exemple, ont remarqué que la composition de la classe n'est pas associée au concept de soi. Par contre, Marsh et Hau (2003), Seaton et al. (2010) ont observé une relation négative entre la composition cognitive et le concept de soi. C'est l'effet « gros poisson dans le petit étang » (*Big Fish Little Pond Effect*). Suivant cet effet, les performances agrégées sont négativement associées aux croyances en soi, notamment au concept de soi, en plus de l'effet positif produit par les performances individuelles (Dicke et al., 2018 ; Vasalampi et al., 2020).

Très peu d'études se sont intéressées à l'effet de la composition non cognitive (Mokonzi et al., 2019 ; Palardy, 2019 ; Van Landeghem et al., 2002). Mokonzi et al. (2019), par exemple, ont analysé la relation entre les caractéristiques de l'élève, les caractéristiques de la classe et le concept de soi. Ils ont considéré les moyennes du concept de soi en lecture, en mathématiques et

les moyennes aux échelles du rapport à l'école et de la relation avec les autres élèves, comme variables de la composition. Ils ont trouvé que seule la moyenne à l'échelle du rapport à l'école était positivement associée au concept de soi en lecture, mesuré à la fin de l'année. Palardy (2019) a, quant à lui, observé que les attributs des pairs, en particulier les habiletés de collaboration, l'engagement cognitif et comportemental étaient associés au rendement scolaire.

Van Landeghem et al. (2002) ont étudié, en Flandre (Belgique), l'effet des écoles et des classes sur les résultats non cognitifs des élèves de 1<sup>ère</sup> et 2<sup>ème</sup> années du secondaire. Ils ont considéré les moyennes aux tests de motivation à l'accomplissement et d'immunité au stress, comme variables de la composition. Les résultats montrent qu'au niveau de la classe, le concept de soi était négativement corrélé à la moyenne des scores des élèves de 1<sup>ère</sup> année secondaire au test d'immunité au stress. Par contre, l'intégration sociale en classe était positivement reliée à la moyenne obtenue par les élèves de 2<sup>ème</sup> année secondaire au test de motivation à l'accomplissement. Au niveau de l'école, plus la moyenne au test de motivation à l'accomplissement était élevée, plus le score à la composante « travail »<sup>1</sup> était élevé.

Cependant, la composition du groupe est indirectement reliée au rendement scolaire (Hattie, 2002). À ce propos, dans une étude effectuée sur les écoles secondaires de la Flandre, Opendakker et Van Damme (2004) ont trouvé que la composition du groupe était positivement associée aux pratiques de la classe, en particulier à l'environnement de l'apprentissage et au climat de la classe.

En vue d'approfondir l'étude de l'effet de composition, certains travaux se sont intéressés à son effet différentiel (Boonen et al., 2014 ; De Fraine et al., 2003 ; Opendakker & Van Damme,

---

<sup>1</sup> La composante « travail » fait partie des quatre composantes issues d'une analyse factorielle appliquée à 8 échelles du questionnaire de bien-être à l'école. Les trois autres composantes se rapportent au degré auquel un élève se sent à l'aise dans l'environnement scolaire, au concept de soi scolaire et à l'intégration sociale dans la classe.

2001). Ils ont examiné la possibilité que l'effet de composition soit favorable à certains sous-groupes de l'échantillon. L'absence même d'un effet général de la composition n'exclut pas la possibilité des effets différentiels. Il se peut que les effets opposés soient en action, ou encore que la composition de la classe n'affecte qu'un seul sous-groupe d'élèves (Boonen et al., 2014).

L'étude des effets différentiels s'obtient par la modélisation de l'interaction entre la variable agrégée et la variable individuelle correspondante. En procédant ainsi, Opdenakker et Van Damme (2001) ont trouvé que la composition de la classe était favorable aux élèves les plus forts. De même, De Fraine et al. (2003) ont trouvé un effet différentiel en faveur des élèves les plus faibles. Par contre, Boonen et al. (2014) ont observé que la moyenne de l'école était positivement associée au rendement des élèves les plus forts.

Plusieurs chercheurs (Harker & Tymms, 2004 ; Hutchinson, 2007 ; Marks, 2015 ; Televantou et al., 2015 ; Thrupp et al., 2002) remettent en question la validité de la relation positive entre la composition du groupe et le rendement, estimant que celle-ci peut simplement être un artefact statistique ou un *effet fantôme*. Cette relation peut être générée soit par la sous-spécification du modèle d'analyse, soit par l'erreur de mesure, soit encore par l'erreur d'échantillonnage.

En plus du débat méthodologique, axé sur l'existence de l'effet de composition, la littérature mentionne également un débat théorique. Ce dernier porte sur les facteurs responsables de l'effet de composition. Pour Harker et Tymms (2004), trois catégories de facteurs sont à la base de l'effet de composition : les effets des pairs, les ressources et les effets de l'enseignement.

Pour la première catégorie, des auteurs (Alhassan, 2015 ; Hurst et al., 2013) admettent que les interactions sociales entre élèves peuvent faciliter ou entraver l'apprentissage et

l'ensemble de leur vie scolaire. En effet, « une part non négligeable de ce que chaque élève peut apprendre et la manière dont celui-ci pourra bénéficier des enseignements qui lui sont offerts dépendra des caractéristiques de ses condisciples » (Demeuse, 2010, p. 11). Une classe dont la majorité d'élèves présente un niveau intellectuel très élevé ou une forte motivation à l'accomplissement, peut ajouter un supplément d'apprentissage, en plus de ce qu'apportent les caractéristiques individuelles. Pour la seconde catégorie de facteurs responsables de l'effet de composition, Carron et Châu (1996), ainsi que Greenwald et al. (1996), reconnaissent l'impact des ressources allouées à l'école sur l'apprentissage. En fait, la différence dans la composition d'une école peut affecter ses ressources financières, le recrutement des enseignants, leur motivation et leur dévouement. La troisième catégorie de facteurs constitue la principale explication des effets de composition (Driessen, 2002 ; Harker & Tymms, 2004 ; Thrupp, 1999). En effet, la composition de l'école, ou de la classe, peut indirectement affecter le rendement des élèves par le canal des méthodes d'enseignement et du fonctionnement de l'école (Boonen et al., 2014).

### **Le système éducatif de la RDC**

Le système éducatif de la RDC compte 5945 écoles maternelles, 53471 écoles primaires et 28240 écoles secondaires (Cellule Technique pour les Statistiques de l'Éducation [CTSE], 2019). Ces écoles sont regroupées en trois réseaux: les écoles publiques non conventionnées (EPUNC), les écoles publiques conventionnées (EPUC) et les écoles privées (EPR). Les EPUNC sont financées et gérées par l'État. Les EPUC sont financées par l'État et gérées par les Églises, tandis que les EPR sont financées et gérées par leurs promoteurs, qui sont, de manière générale, des particuliers ou des associations.

À la rentrée scolaire, les écoles primaires publiques ne procèdent pas à la passation des examens pour l'admission de nouveaux élèves. Elles ne sont pas non plus obligées d'inscrire uniquement les élèves qui habitent les quartiers ou communes dans lesquels elles sont implantées. Les classes sont formées par les directeurs d'école de manière plus ou moins aléatoire, sans tenir compte du niveau d'habileté des élèves.

Au cours des six premières années de la scolarité, toutes les leçons sont enseignées dans chaque classe par un seul enseignant. Les classes du primaire sont tenues par des enseignants diplômés des quatre ou des six années d'études secondaires. Elles sont fréquentées en moyenne par 45 élèves par classe (CTSE, 2019).

Depuis plus de quatre décennies, le système éducatif de la RDC traverse une profonde crise qui touche à tous ses aspects. En conséquence, non seulement la scolarisation universelle n'est pas encore atteinte (CTSE, 2019), mais aussi le système présente une faible efficacité interne (Mokonzi, 2010, United Nations Educational, Scientific and Cultural Organization [UNESCO] & International Institute for Educational Planning Pôle de Dakar [IIEPPD], 2014) et un faible rendement scolaire (Banque mondiale [BM], 2005; De Herdt et al., 2015; Mokonzi, 2012 ; Mokonzi & Issoy, 2002; Programme d'Analyse des Systèmes Éducatifs de la Conférence des Ministres de l'Éducation des États et Gouvernements de la Francophonie [PASEC], 2011).

La relation que la composition de classe entretient avec le rendement et le concept de soi dans le système éducatif de la RDC est-elle de la même ampleur que dans les systèmes éducatifs d'autres pays? Telle est la réflexion que peut susciter la présente étude par rapport à son échantillon spécifique.

## Questions de recherche

Cette étude vise à répondre à deux questions :

- a. Quelle relation y a-t-il entre la composition de la classe et le rendement scolaire, la composition de la classe et le concept de soi des élèves?
- b. Cette relation varie-t-elle selon les connaissances et le concept de soi que les élèves ont au début de l'année scolaire ?

## Méthode

### Source des données

Les données exploitées dans cette étude proviennent d'une recherche longitudinale menée, de 2010 à 2014, par le Service de Planification et d'Évaluation en Éducation de l'Université de Kisangani en partenariat avec le *Center for Educational Effectiveness Research and Evaluation* de l'Université KU Leuven (Belgique) sur l'efficacité des écoles primaires de deux villes de la RDC (Kisangani et Bunia). Le présent projet est extrait de la recherche consistant à suivre longitudinalement un échantillon de 4639 élèves au cours des trois dernières années de l'école primaire, soit de la 4<sup>ème</sup> à la 6<sup>ème</sup> années. La sélection de cet échantillon s'est effectuée en trois étapes. Dans un premier temps, 50 écoles ont été sélectionnées aléatoirement à partir d'un univers de 280 écoles. Ensuite, dans chaque école échantillonnée, une ou deux classes de 4<sup>ème</sup> année ont également été choisies aléatoirement. Enfin tous les élèves des classes échantillonnées ont été retenus pour la recherche. Néanmoins, étant donné qu'une école n'a pas participé à la première étape de collecte des données, l'échantillon a été réduit à 49 écoles, 80 classes et 4639 élèves de 4<sup>ème</sup> année. La collecte des données en 4<sup>ème</sup> année a été réalisée au début et à la fin de l'année scolaire 2011-2012. Ce sont ces données qui ont été utilisées dans la présente étude.

## **Variables**

### ***Variables-réponses***

Nous avons retenu quatre caractéristiques comme variables réponses, dont deux cognitives et deux non cognitives. Sur le plan cognitif, nous avons pris en compte les cotes des élèves de 4<sup>ème</sup> année du primaire aux tests de mathématiques et de lecture appliqués à la fin de l'année scolaire 2011-2012. Le test de mathématiques comprend 40 questions et porte sur la numération, les fractions, les opérations et les mesures. Le test de lecture est composé de 10 questions de compréhension d'un texte tiré du livre de lecture utilisé en 4<sup>ème</sup> année du primaire. Sur le plan non cognitif, nous nous sommes intéressés aux scores des élèves aux échelles du concept de soi en mathématiques (9 items,  $\alpha = 0,60$ ) et du concept de soi en lecture (8 items,  $\alpha = 0,66$ ). Ces échelles proviennent de la version française du « Self Description Questionnaire I » (Dierendonck, 2008) développé par Marsh (1988). Les items de l'échelle du concept de soi en mathématiques sont du genre « J'aime les mathématiques ; J'apprends rapidement les leçons de mathématiques ; J'attends avec impatience les leçons de mathématiques... ». De même pour le concept de soi en lecture, les items sont du type « J'aime la lecture ; J'ai de bons points en lecture ; Le devoir en lecture est facile pour moi... ».

### ***Variables explicatives***

Les variables de contrôle retenues pour faire ressortir l'effet de composition de la classe incluent, sur le plan cognitif, les connaissances initiales des élèves, traduites par les scores aux tests de mathématiques (36 questions) et de lecture (10 questions) appliqués au début de l'année scolaire. Sur le plan non cognitif, nous avons considéré le concept de soi initial, représenté par les cotes aux échelles du concept de soi en mathématiques (9 items,  $\alpha = 0,60$ ) et du concept de soi en lecture (8 items,  $\alpha = 0,64$ ) appliquées également au début de l'année scolaire.

En plus des scores aux tests de connaissances et aux échelles du concept de soi, trois catégories de variables individuelles ont été modélisées dans cette étude : (a) les variables sociodémographiques, (b) les variables d'appui à l'apprentissage et (c) le redoublement scolaire.

Les variables sociodémographiques se rapportent au genre (codé 0 pour la fille et 1 pour le garçon), à l'âge (variant de 7 à 16 ans) et à la langue la plus parlée à la maison (codée 0 pour le français et 1 pour les autres langues).

Le soutien parental et le recours à un répétiteur ont été modélisés comme variables d'appui à l'apprentissage. Le score du soutien parental est la somme des réponses fournies à trois questions visant à explorer si, pour la réalisation de ses devoirs à domicile, l'élève bénéficie de l'aide de sa mère, de son père et de ses frères et sœurs. Il varie de 0 (si l'élève ne reçoit aucun appui) à 3 (si l'élève reçoit le soutien de toutes les trois catégories de membres de la famille). En revanche, le recours à un répétiteur est une variable dichotomique (codée 0 et 1 respectivement pour le non recours et le recours à un répétiteur).

Le redoublement scolaire est également une variable dichotomique, codée 0 pour le non redoublement, et 1 pour le redoublement d'au moins une classe de la 1<sup>ère</sup> à la 4<sup>ème</sup> année.

Pour apprécier l'effet de composition, nous avons utilisé les moyennes des classes aux tests de connaissances et aux échelles du concept de soi appliqués au début de l'année scolaire. En appliquant la formule de Snijders et Bosker (2012, p. 25) ci-après, nous avons obtenu, pour chaque variable agrégée, le score de fiabilité de 0,99.

$$\Lambda_j = \frac{\tau^2}{\tau^2 + \frac{\sigma^2}{n_j}}$$

dans laquelle  $\tau^2$  = variance entre classes,  $\sigma^2$  = variance intra-classe, c'est-à-dire entre élèves,  $n_j$   
= nombre d'élèves dans la classe<sup>2</sup>.

## **Analyse des données**

### *Analyse exploratoire*

Pour l'analyse exploratoire des données, nous avons calculé les moyennes, les écarts-types ainsi que les coefficients de corrélation de Bravais-Pearson ou de Spearman entre les variables prises en compte au niveau de l'élève et au niveau de la classe (voir Tableau A en matériel supplémentaire en ligne).

### *Analyse multiniveaux*

Pour déterminer l'effet de la composition cognitive et non cognitive, nous avons effectué l'analyse multiniveaux multivariée à deux niveaux : le niveau élève et le niveau classe. Nous avons retenu, d'une part, le rendement et le concept de soi en mathématiques et, d'autre part, le rendement et le concept de soi en lecture. Cependant, même s'il comprend deux niveaux, le modèle d'analyse a été conceptualisé comme un modèle à trois niveaux : le rendement ou le concept de soi, au niveau 1, les élèves, au niveau 2 et les classes, au niveau 3. La variation du niveau 1 n'est pas spécifiée dans ce modèle, car elle est utilisée uniquement pour la définition de la structure multivariée (Goldstein, 2011).

L'analyse multiniveaux a été effectuée au moyen du logiciel MLwiN 2.24 (Rasbash et al., 2011). Afin d'assurer la comparaison des effets, toutes les variables continues ont été standardisées à la moyenne zéro et à l'écart-type 1. Ainsi, les coefficients de régression

---

<sup>2</sup> Du fait que le nombre d'élèves n'est pas le même dans toutes les classes,  $n_j$  a été obtenu par la taille moyenne des classes comme le suggèrent Lüdtke et al. (2008).

standardisés correspondant à l'indice  $r$  de la taille d'effet de Cohen (1992) ont été utilisés pour évaluer la taille d'effet. Pour cela, une valeur de 0,10 indique un faible effet, une valeur de 0,30 un effet moyen et une valeur de 0,50 un large effet.

Dans le processus d'analyse multiniveaux, nous avons, au départ, effectué l'analyse du modèle vide (Modèles A et B) en vue d'estimer les variances et covariances situées aux niveaux de l'élève et de la classe. En prévision de la réduction des effets fantômes, nous avons, dans un deuxième temps, modélisé les caractéristiques individuelles (Modèles C et D). À la troisième étape, nous avons introduit dans le modèle les variables de composition (du Modèle 1 au Modèle 6) dans le but de répondre à la première question de recherche. Enfin, pour répondre à la deuxième question de recherche, nous avons, à la dernière étape, modélisé l'interaction entre les variables de composition et les variables individuelles correspondantes (Modèles 7 et 8).

Les résultats de l'analyse exploratoire, du modèle vide et de la modélisation des variables individuelles sont placés en matériel supplémentaire en ligne tandis que les résultats se rapportant à l'effet de composition sont repris dans le corps du texte.

## Résultats

### Modèle vide

Les résultats du modèle vide montrent que 75% de la variance du rendement et plus de 90% des différences entre les cotes du concept de soi se situent au niveau de l'élève (voir Tableau A en matériel supplémentaire en ligne). Ils montrent en outre que le test de mathématiques et l'échelle du concept de soi appliqués à la fin de la 4<sup>e</sup> année sont plus corrélés au niveau de la classe ( $r = 0,13$ ) qu'au niveau de l'élève ( $r = 0,04$ ) (voir Tableau B en matériel supplémentaire en ligne). C'est également au niveau de la classe que le rendement et le concept

de soi en lecture sont le mieux corrélés ( $r = 0,46$  au niveau de la classe,  $r = 0,05$  au niveau de l'élève). Néanmoins, la relation entre le rendement et le concept de soi est faible aussi bien en mathématiques qu'en lecture ( $r < 0,50$ ).

### **Effet des caractéristiques individuelles**

Suivant les résultats de l'analyse exploratoire (voir Tableau C en matériel supplémentaire en ligne), le recours à un répétiteur des leçons et le soutien parental pour la réalisation des devoirs à domicile ne sont pas significativement corrélés au rendement et au concept de soi. Bien que significatives, les corrélations entre les autres variables explicatives et les variables-réponses sont plutôt faibles ( $- 0,08 \leq r \leq 0,27$ ).

Au vu de la modélisation des caractéristiques individuelles (voir Tableau D en matériel supplémentaire en ligne), le prétest est le meilleur prédicteur du rendement, même si son effet est faible ( $\beta < 0,30$ ). En plus du prétest, le genre est significativement associé au rendement des élèves et ce, en faveur des garçons. L'effet du genre est également faible ( $\beta = 0,07$  ;  $p < 0,05$  en mathématiques et  $\beta = 0,09$  ;  $p < 0,01$  en lecture). Par contre, la langue la plus parlée à la maison est négativement associée au rendement en lecture alors qu'elle n'est pas significativement reliée au rendement en mathématiques. Ainsi, les élèves qui parlent plus le français à la maison ont réussi mieux en lecture que ceux qui parlent plus les langues nationales. L'âge, le soutien parental, le recours à un répétiteur et le redoublement ne sont pas de bons prédicteurs du rendement scolaire.

Sur le plan non cognitif, seul le concept de soi enregistré au début de l'année est positivement relié au concept de soi observé à la fin de l'année. Cet effet est également faible ( $\beta = 0,06$  ;  $p < 0,01$  en mathématiques et  $\beta = 0,07$  ;  $p < 0,01$  en lecture).

### Effets de composition de la classe

Suivant l'analyse exploratoire faite sur les caractéristiques de la classe (voir Tableau E en matériel supplémentaire en ligne), les variables de composition cognitive sont positivement corrélées au rendement et au concept de soi en lecture. Par contre, les variables de composition non cognitive sont positivement reliées au concept de soi.

Les résultats de l'analyse multiniveaux montrent que la moyenne de la classe au prétest est positivement associée au rendement en mathématiques alors qu'elle n'est pas significativement corrélée au concept de soi (voir Modèle 1 dans le Tableau 1). En revanche, la moyenne des scores à l'échelle du concept de soi appliquée au début de l'année (Modèle 2) est significativement reliée au concept de soi observé à la fin de l'année ( $\beta = 0,09$  ;  $p < 0,05$ ). Ces résultats ne changent pas lorsque la composition cognitive et la composition non cognitive sont modélisées ensemble (Modèle 3). Autrement dit, la composition cognitive est corrélée au rendement ( $\beta = 0,22$  ;  $p < 0,001$ ), tandis que la composition non cognitive est associée au concept de soi ( $\beta = 0,09$  ;  $p < 0,05$ ). La modélisation simultanée de la composition cognitive et non cognitive (Modèle 3) ajuste mieux les données que la modélisation des caractéristiques individuelles (en comparant le Modèle 3 au Modèle C,  $\chi^2 = 28,52$  ;  $dl = 4$  ;  $p < 0,001$ ).

En lecture, la moyenne obtenue par la classe au prétest est positivement corrélée au rendement et au concept de soi (voir Modèle 4 dans le Tableau 2). Cette corrélation est plus faible dans le domaine non cognitif ( $\beta = 0,08$  ;  $p < 0,05$ ) que dans le domaine cognitif ( $\beta = 0,24$  ;  $p < 0,001$ ). Au contraire, la moyenne de la classe à l'échelle du concept de soi appliquée au début de l'année n'est pas un bon prédicteur du rendement des élèves et du concept de soi observé à la fin de l'année (Modèle 5). Lorsque les deux types de composition sont modélisées

ensemble (Modèle 6), seule la moyenne des connaissances initiales est un bon prédicteur du rendement ( $\beta = 0,24$  ;  $p < 0,001$ ). Cette modélisation (Modèle 6) ajuste mieux les données que la modélisation des caractéristiques individuelles (en comparant le Modèle 6 au Modèle *D*,  $\chi^2 = 26,63$  ;  $dl = 4$  ;  $p < 0,001$ ).

L'observation des tableaux 1 et 2 montre, enfin, que l'effet de composition est relatif. Il varie suivant les variables de composition et les variables-réponses. Au regard de la typologie de Cohen (1992), cet effet est faible aussi bien en mathématiques qu'en lecture ( $\beta < 0,30$ ). Par ailleurs, l'effet de la composition cognitive est plus important que celui de la composition non cognitive.

**Tableau 1**

*Effet de composition de la classe en mathématiques*

Variable	Modèle 1 Caractéristiques individuelles + Moyenne au prétest				Modèle 2 Caractéristiques individuelles + Moyenne du concept de soi initial				Modèle 3 Caractéristiques individuelles + Moyenne au prétest + Moyenne du concept de soi initial			
	Rendement		Concept de soi		Rendement		Concept de soi		Rendement		Concept de soi math	
	B	ET	B	ET	B	ET	$\beta$	ET	$\beta$	ET	$\beta$	ET
Ordonnée à l'origine	0,00	0,06	-0,02	0,06	0,00	0,06	-0,02	0,05	0,00	0,06	-0,02	0,05
<i>Niveau élève</i>												
Genre	0,07*	0,03	0,02	0,03	0,07*	0,03	0,02	0,03	0,07*	0,03	0,02	0,03
Âge	0,02	0,02	0,00	0,02	0,02	0,02	0,00	0,02	0,02	0,02	0,00	0,02
Langue	0,00	0,03	0,02	0,04	0,00	0,03	0,02	0,04	0,00	0,03	0,02	0,04
Soutien parental	-0,02*	0,01	0,01	0,02	-0,02*	0,01	0,01	0,02	-0,02	0,01	0,01	0,02
Répétiteur	0,01	0,03	0,04	0,03	0,01	0,03	0,04	0,03	0,01	0,03	0,04	0,03
Redoublement	-0,05	0,03	-0,03	0,03	-0,05	0,03	-0,03	0,03	-0,05	0,03	-0,03	0,03
Prétest	0,17***	0,02	0,03	0,02	0,19***	0,02	0,03	0,02	0,17***	0,02	0,03	0,02
Concept de soi initial	0,02*	0,01	0,06**	0,02	0,02*	0,01	0,05*	0,02	0,02*	0,01	0,05*	0,02
<i>Composition de la classe</i>												
Moyenne au prétest	0,22***	0,05	0,02	0,04					0,22***	0,05	0,01	0,04
Moyenne concept de soi initial					0,03	0,05	0,09*	0,04	0,00	0,04	0,09*	0,04
<i>Matrice de covariance intra-classe</i>												
Rendement	0,74***	0,02			0,74***	0,02			0,74***	0,02		
Concept de soi	0,03**	0,01	0,92***	0,02	0,03**	0,01	0,92***	0,02	0,03**	0,01	0,92***	0,02
<i>Matrice de covariance interclasse</i>												
Rendement	0,14***	0,02			0,18***	0,03			0,14***	0,02		
Concept de soi	0,00	0,01	0,08***	0,02	0,00	0,01	0,07***	0,01	0,00	0,02	0,07***	0,01
-2log-likelihood			24836,15				24850,36				24829,21	

$\beta$  = Coefficient de régression. ET = Erreur-type. \*  $p < 0,05$ . \*\*  $p < 0,01$ . \*\*\*  $p < 0,001$ .

**Tableau 2**

*Effet de composition de la classe en lecture*

Variable	Modèle 4 Caractéristiques individuelles + Moyenne au prétest				Modèle 5 Caractéristiques individuelles + Moyenne du concept de soi initial				Modèle 6 Caractéristiques individuelles +Moyenne au prétest + Moyenne du concept de soi initial									
	Rendement		Concept de soi		Rendement		Concept de soi		Rendement		Concept de soi							
	$\beta$	ET	$\beta$	ET	$\beta$	ET	$\beta$	ET	$\beta$	ET	$\beta$	ET						
Ordonnée à l'origine	0,04	0,06	0,00	0,05	0,04	0,07	0,00	0,05	0,04	0,06	0,00	0,05						
<i>Niveau élève</i>																		
Genre	0,09**	0,03	0,03	0,03	0,09**	0,03	0,03	0,03	0,09**	0,03	0,03	0,03						
Âge	0,00	0,02	0,00	0,02	0,00	0,02	0,01	0,02	0,00	0,02	0,01	0,02						
Langue	-0,07*	0,03	0,00	0,04	-0,07*	0,03	0,00	0,04	-0,07*	0,03	0,00	0,04						
Soutien parental	-0,01	0,01	0,00	0,02	-0,01	0,01	-0,01	0,02	-0,01	0,01	-0,01	0,02						
Répétiteur	0,03	0,03	0,04	0,03	0,03	0,03	0,04	0,03	0,03	0,03	0,04	0,03						
Redoublement	-0,04	0,03	-0,06*	0,03	-0,04	0,03	-0,06*	0,03	-0,04	0,03	-0,06*	0,03						
Prétest	0,12***	0,02	0,02	0,02	0,13***	0,02	0,02	0,02	0,12***	0,02	0,02	0,02						
Concept de soi initial	0,00	0,01	0,07**	0,02	0,00	0,01	0,07**	0,02	0,00	0,01	0,07**	0,02						
<i>Composition de la classe</i>																		
Moyenne au prétest	0,24***	0,05	0,08*	0,04					0,24***	0,05	0,07	0,04						
Moyenne concept de soi initial					0,07	0,05	0,07	0,04	0,05	0,05	0,06	0,04						
<i>Matrice de covariance intra-classe</i>																		
Rendement	0,75***	0,02			0,75***	0,02			0,75***	0,02								
Concept de soi	0,03**	0,01	0,91***	0,02	0,03**	0,01	0,91***	0,02	0,03**	0,01	0,91***	0,02						
<i>Matrice de covariance interclasse</i>																		
Rendement	0,15***	0,03			0,20***	0,03			0,15***	0,03								
Concept de soi	0,04*	0,02	0,07**	0,02	0,05*	0,02	0,08***	0,02	0,03**	0,01	0,07***	0,01						
-2log-likelihood			24839,99						24858,73						24836,33			

$\beta$  = Coefficient de régression. ET = Erreur-type. \*  $p < 0,05$ . \*\*  $p < 0,01$ . \*\*\*  $p < 0,001$ .

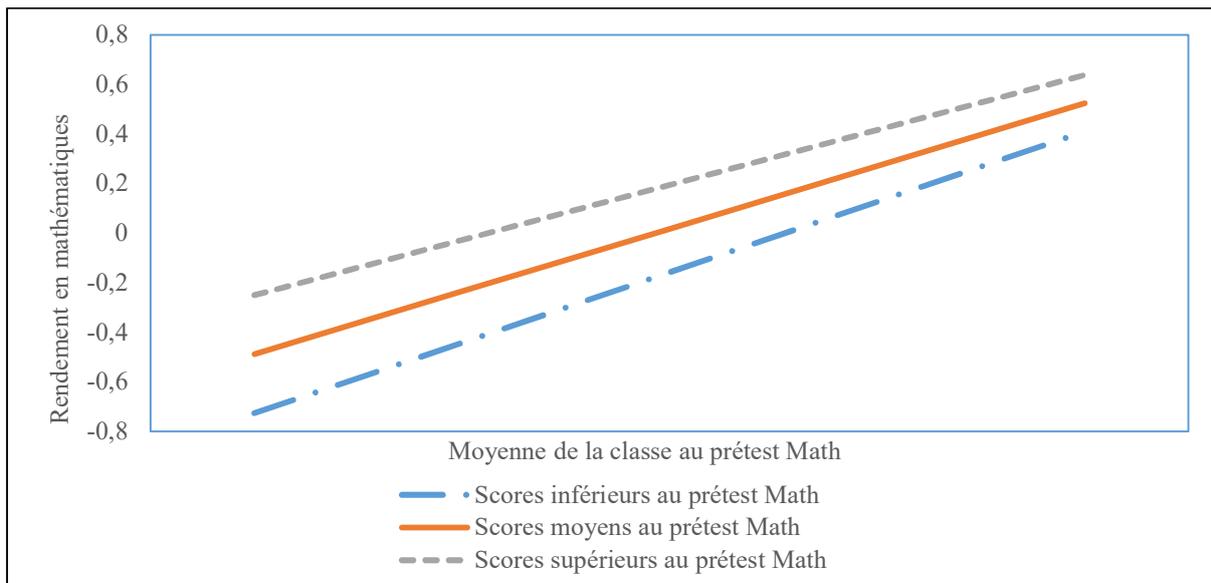


Genre	0,07*	0,03	0,02	0,03	0,09**	0,03	0,04	0,03
Âge	0,02	0,02	0,00	0,02	0,00	0,02	0,01	0,02
Langue	0,00	0,03	0,02	0,04	-0,07*	0,03	0,00	0,04
Soutien parental	-0,02*	0,01	0,01	0,02	-0,01	0,01	-0,01	0,02
Répétiteur	0,01	0,03	0,04	0,03	0,03	0,03	0,04	0,03
Redoublement	-0,05	0,03	-0,03	0,03	-0,04	0,03	-0,05	0,03
Prétest	0,18***	0,02	0,03	0,02	0,12***	0,02	0,01	0,02
Concept de soi initial	0,02*	0,01	0,05*	0,02	0,00	0,01	0,06**	0,02
<i>Composition de la classe</i>								
Moyenne prétest	0,26***	0,05	0,02	0,04	0,23***	0,05	0,05	0,04
Moyenne concept initial	-0,01	0,05	0,09*	0,04	0,05	0,05	0,06	0,04
<i>Interaction inter-niveaux</i>								
Moyenne prétest * Prétest	-0,03**	0,01	-0,02	0,02	0,01	0,02	0,05*	0,02
Moyenne concept initial * Concept de soi initial	-0,01	0,01	-0,02	0,02	0,00	0,01	-0,05*	0,02
<i>Matrice de covariance intra-classe</i>								
Rendement	0,74***	0,02			0,75***	0,02		
Concept de soi	0,03**	0,01	0,91***	0,02	0,03**	0,01	0,90***	0,02
<i>Matrice de covariance interclasse</i>								
Rendement	0,15***	0,02			0,15***	0,03		
Concept de soi	0,01	0,02	0,08***	0,02	0,04***	0,01	0,07***	0,01
-2log-likelihood			24822,19				24818,80	

$\beta$  = Coefficient de régression. ET = Erreur-type. \*  $p < 0,05$ . \*\*  $p < 0,01$ . \*\*\*  $p < 0,001$ .

**Figure 1**

*Moyenne de la classe au prétest et rendement en mathématiques*

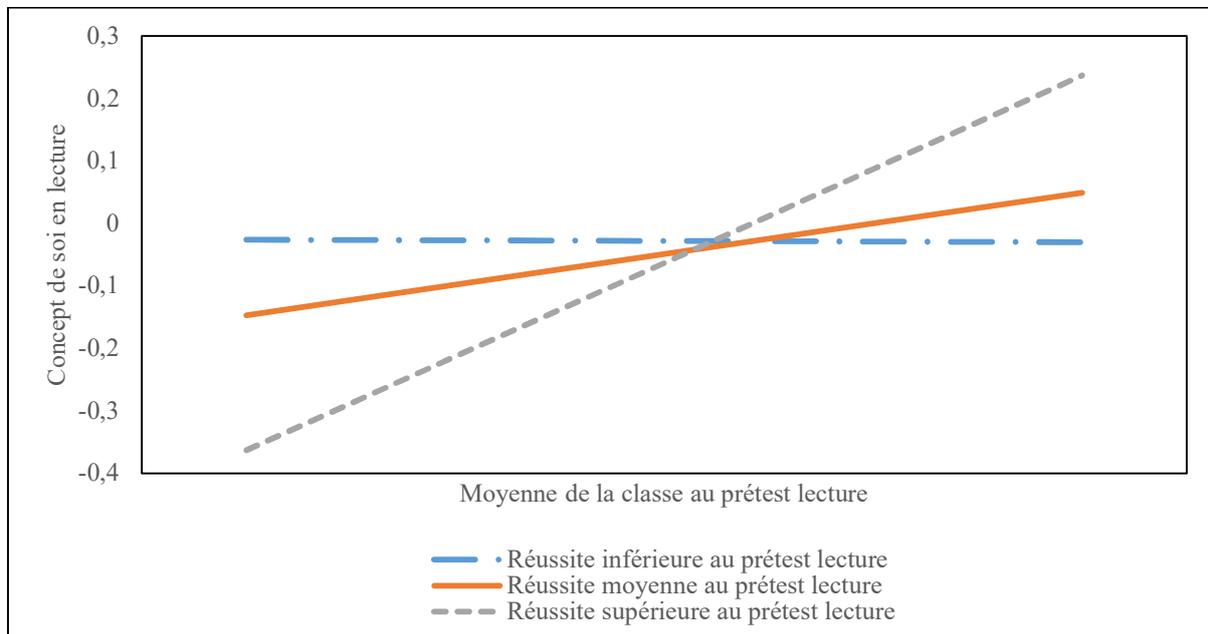


Pour la lecture (voir tableau 3, Modèle 8), la relation entre la moyenne de la classe au prétest et le concept de soi est significativement modéré par le prétest ( $\beta = 0,05 ; p < 0,05$ ). Cette relation est positive et significative pour les élèves les plus forts (+1DS ;  $\beta = 0,10 ; p < 0,001$ ) alors qu'elle est pratiquement nulle pour les élèves les plus faibles (-1DS ;  $\beta = 0,00 ; p > 0,05$ ). La figure 2 renseigne sur ces résultats.

L'effet de la composition non cognitive diffère suivant le degré du concept de soi initial ( $\beta = -0,05 ; p < 0,05$ ). Il est positif et significatif pour les élèves ayant un concept de soi initial plus faible (-1DS ;  $\beta = 0,10 ; p < 0,001$ ), tandis qu'il n'est pas significatif pour les élèves dont le concept de soi initial est plus élevé (+1DS ;  $\beta = 0,01 ; p > 0,05$ ) (voir Figure 3).

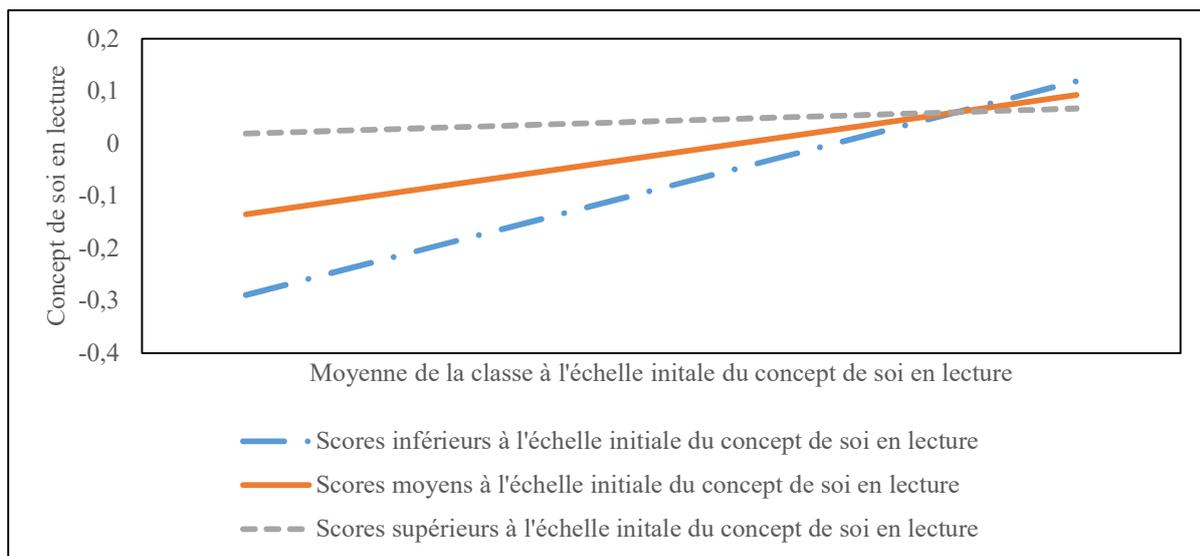
**Figure 2**

*Moyenne de la classe au prétest et le concept de soi en lecture*



**Figure 3**

*Moyenne de la classe au concept de soi initial en lecture et le concept de soi en lecture*



### **Discussion et conclusion**

Cette étude visait un double objectif : déterminer l'effet de la composition cognitive et non cognitive de la classe, examiner sa possible variation suivant le niveau initial des connaissances et du concept de soi.

À l'instar de la plupart des travaux antérieurs (Beckerman & Good, 1981 ; Bela & Mokonzi, 2018 ; Dar & Resh, 1986 ; De Fraine et al., 2003 ; Opdenakker & Van Damme, 2001), cette étude a mis en évidence l'existence de l'effet d'entraînement des pairs ou *peer spillover effect*. En d'autres termes, la composition cognitive de la classe est positivement associée au rendement obtenu par les élèves à la fin de l'année scolaire en mathématiques et en lecture. Cette relation pourrait s'expliquer principalement par les ressources et les effets de l'enseignement (Harker & Tymms, 2004). En effet, dans un environnement de crise qui caractérise le système éducatif de la RDC (BM, 2005 ; De Herdt et al., 2015 ; Mokonzi, 2009 ; PASEC, 2011 ; UNESCO & IIEPPD, 2014), les ressources, financières particulièrement, qui proviennent

essentiellement des ménages, varient significativement suivant les écoles. Cette variation a un impact sur la qualité des enseignants, sur leur motivation et sur la qualité de l'enseignement qu'ils assurent.

L'étude soutient ainsi le fait que l'effet d'entraînement des pairs se manifeste non seulement très tôt dans le cursus scolaire (Neidell & Waldfogel, 2008), mais aussi dans un système éducatif marqué par la crise (Mokonzi et al., 2019). Cependant, les effets d'entraînement constatés dans la présente étude sont plus faibles que ceux observés dans certaines études antérieures (Hanushek et al., 2003; Hoxby, 2000). Deux faits peuvent être à la base de ce résultat: le contexte et le modèle d'analyse des données appliqué dans l'étude. Puisque l'effet de composition est indirectement associé au rendement des élèves par la médiation des pratiques enseignantes (Hattie, 2002; Opdenakker & Van Damme, 2004), il se pourrait que la didactique appliquée dans les écoles congolaises n'exploite pas suffisamment les interactions entre les élèves. En outre, nous avons appliqué dans cette étude la modélisation linéaire des moyennes calculées directement sur la base des scores des items et non sur la base des variables latentes, c'est-à-dire les construits théoriques dont ces items sont des indicateurs. Or, cette modélisation n'est pas le meilleur modèle pour l'étude de l'effet d'entraînement des pairs (Sacerdoce, 2011). La modélisation des variables manifestes ne permet pas non plus de contrôler l'erreur de mesure et l'erreur d'échantillonnage (Dicke et al., 2018).

Contrairement à certaines recherches antérieures (Dicke et al., 2018 ; Marsh & Hau, 2003 ; Mokonzi et al., 2019 ; Seaton et al., 2010), la présente étude n'a pas observé *l'effet gros poisson dans le petit étang*. L'absence de cet effet pourrait s'expliquer par la modélisation des variables manifestes, c'est-à-dire les items et non les construits théoriques (les variables latentes)

dont ces items sont des indicateurs. Elle pourrait également provenir de l'âge des sujets impliqués dans cette étude. Selon Vasalampi et al. (2020), *l'effet gros poisson dans le petit étang* a plus été observé chez les adolescents et chez les jeunes adultes que chez les élèves de l'école primaire. L'absence de cet effet peut enfin être expliquée par la non sélectivité du système éducatif de la RDC. Comme le constatent certains auteurs (Chiu et al., 2007 ; Vasalampi et al., 2020), l'effet de la classe sur le concept de soi est généralement très faible dans un système éducatif où le niveau des élèves d'une classe est hétérogène. Ainsi que nous l'avons souligné dans la description du contexte de cette étude, les classes congolaises sont généralement hétérogènes étant donné que les directeurs d'école les constituent de manière plutôt aléatoire, sans tenir compte du niveau d'habileté des élèves.

L'étude a, par ailleurs, montré que la composition non cognitive de la classe est faiblement corrélée au concept de soi en mathématiques. Ce résultat contredit l'observation faite par Mokonzi et al. (2019), selon laquelle le score moyen du concept de soi initial n'est associé ni au concept de soi en mathématiques ni au concept de soi en lecture. Le fait que le modèle utilisé dans la présente recherche comprenne moins de variables que le modèle exploité dans l'étude de Mokonzi et al. (2019) peut être, en partie, responsable de cette contradiction<sup>3</sup>. Le contexte de cette étude peut également expliquer le manque de relation entre la composition non cognitive et le concept de soi en lecture. Car dans les écoles congolaises, le programme n'insiste pas suffisamment sur la formation des habiletés non cognitives.

L'investigation plus poussée de l'effet de composition - le deuxième objectif de cette étude - a révélé trois faibles effets différentiels. Premièrement, la moyenne de la classe au test de

---

<sup>3</sup> En effet, en plus des variables retenues dans la présente étude, la modélisation appliquée dans l'étude de 2019 inclut le rapport à l'école, la relation avec les autres élèves et la taille de classe.

mathématiques appliqué au début de l'année est plus fortement associée au rendement des élèves les plus faibles qu'à celui des élèves les plus forts. Ce résultat se rapproche de l'observation faite par De Fraine et al. (2003) et diverge des résultats des travaux de Opdenakker et Van Damme (2001) et de Boonen et al. (2014).

L'effet de composition différentiel observé en mathématiques pourrait provenir des interactions entre élèves. Dans le système éducatif de la RDC, les enseignants recourent régulièrement aux élèves les plus forts pour donner des explications supplémentaires à leurs condisciples. Cet effet tend également à soutenir l'hypothèse de sensibilité différentielle selon laquelle par rapport aux élèves plus performants, les élèves les moins performants dépendent davantage de l'école et de la classe (Dar & Resh, 1997). Cette dépendance serait plus importante pour les mathématiques que pour la langue (Bressoux, 2001 ; Leroy-Audouin, 2016).

Deuxièmement, la composition de la classe, suivant les connaissances initiales en lecture, est uniquement reliée au concept de soi des élèves les plus forts. Étant donné ce résultat, on peut se demander si, en lecture, les enseignants favorisent les interactions entre les élèves les plus forts et les plus faibles autant qu'ils le font en mathématiques.

Troisièmement, la composition non cognitive de la classe est positivement associée au concept de soi des élèves qui affichent, au début de l'année, une faible estime de soi en lecture. Nous pouvons nous demander si le gain de rendement enregistré par ces élèves au cours de l'année scolaire est à la base d'un tel résultat. La réponse à cette question peut provenir uniquement de la modélisation par les équations structurelles. Celles-ci permettent en effet d'étudier les relations directes et indirectes, voire les relations réciproques entre les variables.

En somme, les résultats de cette étude suggèrent qu'il y a effet de composition cognitive et non cognitive de la classe dans les écoles de la RDC. Quoique faible, la taille de l'effet de composition cognitive est plus importante que celle de l'effet de composition non cognitive. Étant donné la faiblesse de cet effet, les enseignants devraient recourir le plus possible aux méthodes d'enseignement axées sur les interactions entre élèves. Les curricula devraient également valoriser les aspects non cognitifs de l'apprentissage autant que les aspects cognitifs. Pour améliorer le concept de soi en lecture, une attention particulière devrait être accordée à deux sous-groupes d'élèves : ceux qui présentent de faibles connaissances initiales et ceux qui ont une faible estime de soi au début de l'année.

En dépit des analyses effectuées, cette étude comporte quelques limites. La première tient au fait que même si nous avons étudié les effets de composition en contrôlant certaines variables individuelles, pour avoir utilisé les scores aux items, au lieu des variables dont ces items sont des indicateurs, nous n'avons pas contrôlé l'erreur d'échantillonnage. Ainsi que l'ont préconisé Dicke et al. (2018), il faudra que les études ultérieures recourent au modèle doublement latent, pour la modélisation des variables individuelles et des variables de composition, afin de réduire sensiblement les effets fantômes.

La deuxième limite de cette étude tient au fait qu'elle a analysé uniquement les relations directes entre les variables de composition et les variables réponses. Pourtant, la composition du groupe est indirectement associée au rendement des élèves, particulièrement par la médiation des pratiques enseignantes, de l'environnement de l'apprentissage et du climat de la classe (Boonen et al., 2014 ; Opdenakker & Van Damme, 2004). Si cela est vrai pour la composition cognitive, on peut admettre que la relation entre la composition non cognitive de la classe et le rendement

est modulée par des variables telles que le climat de l'apprentissage et les méthodes d'enseignement.

Le fait d'avoir modélisé uniquement les interactions linéaires entre les variables de composition et les variables modératrices constitue la troisième limite de cette étude. Le manque de signification de ces interactions n'induit pas qu'il y a réellement absence d'effets différentiels. L'effet de composition pourrait varier comme une fonction non linéaire des connaissances initiales et du concept de soi initial.

Les limites de cette étude peuvent constituer des points de départ des recherches ultérieures. Par ailleurs, la recherche aura à gagner si elle examine certaines questions soulevées par les résultats de cette étude. À ce propos, il sera intéressant de déterminer pourquoi la composition cognitive de la classe est à la fois associée au rendement et au concept de soi en lecture et non en mathématiques. Il importera ensuite d'expliquer pourquoi la composition non cognitive de la classe n'est pas associée au rendement des élèves. Il sera aussi indiqué d'identifier les mécanismes par lesquels la composition non cognitive de la classe est positivement corrélée au concept de soi des élèves ayant une faible estime de soi au début de l'année.

Enfin, cette étude a été menée sur un système éducatif en crise depuis plusieurs décennies, tenu, au niveau du primaire, par des enseignants dont le niveau de formation est faible et marqué par de fortes différences des ressources matérielles et financières entre les écoles. Ces caractéristiques peuvent partiellement expliquer la faiblesse des effets de composition observée dans cette étude par rapport à ceux observés dans d'autres contextes (Beckerman & Good, 1981 ; Dar & Resh, 1986 ; De Fraine et al., 2003 ; Opdenakker & Van Damme, 2001 ; Palardy, 2019 ;

Van Landeghem et al., 2002). Seulement, pour mieux répondre à la question soulevée dans la description du contexte de la présente étude, il importe d'étudier dans l'avenir la relation entre la taille de l'effet de composition et les caractéristiques d'un système éducatif, en particulier son niveau d'efficacité.

### Références

- Aiken, L. S., & West, S. G. (1991). *Multiple regression: testing and interpreting interactions*. Newbury Park.
- Alhassan, A. M. (2015). Students social interactions and learning in a multicultural school. *International Journal of Research in Humanities and Social Studies*, 2(11), 6-12.
- Banque mondiale (2005). *Le système éducatif de la République démocratique du Congo : priorités et alternatives*.
- Beckerman, T. M., & Good, T. L. (1981). The classroom ratio of high- and low-aptitude students and its effect on achievement. *American Educational Research Journal*, 18(3), 317-327.  
<http://dx.doi.org/10.2307/1162665>
- Bela, J. P., & Mokonzi, G. B. (2018). Effet de composition de classe sur les performances des élèves de 4<sup>ème</sup> année primaire de Bunia et de Kisangani en compréhension française. *International Journal of Innovation and Scientific Research*, 38(1), 64-78.
- Boonen, T., Speybroeck, S., de Bilde, J., Lamote, C., Van Damme, J., & Onghena, P. (2014). Does it matter who your schoolmates are? An investigation of the association between school composition, school processes and mathematics achievement in the early years of primary education. *British Educational Research Journal*, 40(3), 441-466.  
<http://dx.doi.org/10.1002/berj.3090>

- Bressoux, P. (2001). Réflexions sur l'effet-maître et l'étude des pratiques enseignantes. *Les dossiers des sciences de l'éducation*, 5, 35-52. <http://dx.doi.org/10.3406/dsedu.2001.949>
- Carron, G., & Châu, T. N. (1996). *The quality of primary schools in different development contexts*. UNESCO.
- Cellule Technique pour les Statistiques de l'Éducation (2017). *Annuaire statistique de l'enseignement primaire, secondaire et professionnel. Année scolaire 2017-2018*. UNESCO-UNICEF-Banque mondiale.
- Chiu, M. M., Chow, B. W.-Y., & Joh, S. W. (2017). Streaming, tracking and reading achievement: a multilevel analysis of students in 40 countries. *Journal of Educational Psychology*, 109(7), 915–934. <http://dx.doi.org/10.1037/edu0000188>
- Cohen, J. (1992). A power primer. *Psychological Bulletin*, 112(1), 155-159. <http://dx.doi.org/10.1037/0033-2909.112.1.155>
- Coleman, J. S., Campbell, E. Q., Hobson, C. F., McPartland, J., Mood, A. M., Weifeld, F. D., & York, R. L. (1966). *Equality of educational opportunity*. Government Printing Office.
- Dar, Y., & Resh, N. (1986). Classroom intellectual composition and academic achievement. *American Educational Research Journal*, 23(3), 357-374. <http://dx.doi.org/10.3102/00028312023003357>
- Dar, Y., & Resh, N. (1997). Separating and mixing students for learning: concepts and research. In R. Ben-Ari & Y. Rich (Dir.). *Enhancing Education in Heterogeneous Schools: Theory and Application* (pp. 191-213). Bar-Ilan University Press.
- De Fraine, B., Van Damme, J., Van Landeghem, G., Opdenakker, M-C., & Onghena, P. (2003). The effect of schools and classes on language achievement. *British Educational Research Journal*, 29(6), 841-859. <http://dx.doi.org/10.1080/0141192032000137330>

- De Herdt, T., & Kasongo, M. E. (2013). La gratuité de l'enseignement primaire en RDC: attentes et revers de la médaille. In S. Marysse & J. Omasombo (Dir.). *Conjonctures congolaises 2012. Politique, secteur minier et gestion des ressources naturelles en RD Congo* (pp. 217-239). L'Harmattan.
- De Herdt, T., Marivoet, W., & Muhigirwa, F. (2015). *Analyse de la situation des enfants et des femmes en RDC : vers la réalisation du droit à une éducation de qualité pour tous*. UNICEF.
- Demeuse, M. (2010). Préface. In V. Dupriez (Dir.). *Séparer pour réussir ? Les modalités de groupement des élèves* (pp. 10-13). UNESCO - Institut International de Planification de l'Éducation.
- Dicke, T., Marsh, H. W., Parker, P. D., Pekrun, R., Guo, J., & Televantou, I. (2018). Effects of school-average achievement on individual self-concept and achievement: Unmasking phantom effects masquerading as true compositional effects. *Journal of Educational Psychology, 110*(8), 1112-1126. <http://dx.doi.org/10.1037/edu0000259>
- Dierendonck, C. (2008). Validation psychométrique d'un questionnaire francophone de description de soi adapté aux préadolescents. *Mesure et évaluation en éducation, 31*(1), 51-91. <http://dx.doi.org/10.7202/1025013ar>
- Driessen, G. (2002). School composition and achievement in primary education. A large-scale multilevel approach. *Studies in Educational Evaluation, 28*(4), 347-368. [http://doi.org/10.1016/S0191-491X\(02\)00043-3](http://doi.org/10.1016/S0191-491X(02)00043-3)
- Dumay, X., & Dupriez, V. (2008). Does the school composition effect matter? Evidence from Belgian data. *British Journal of Educational Studies, 56*(4), 440-477. <http://doi.org/10.1111/j.1467-8527.2008.00418.x>

- Duru-Bellat, M., Danner, M., Le Bastard-Landrier, S., & Piquée, S. (2003). *Les effets de la composition scolaire et sociale du public d'élèves sur leur réussite et leurs attitudes : évaluation externe et explorations qualitatives*.  
[https://iredu.ubourgogne.fr/images/stories/Documents/Publications\\_iredu/Cahiers\\_iredu/cahier65.pdf](https://iredu.ubourgogne.fr/images/stories/Documents/Publications_iredu/Cahiers_iredu/cahier65.pdf). ffhal01389677f/
- Firmino, J., Nunes, L. C., Reis, A. B., & Seabra, C. (2018). *Class composition and student achievement. Evidence from Portugal*. Nova school of Business & Economics. Working paper 624. <http://run.unl.pt/bitstream/10362/82741/1/WP624.pdf>
- Goldstein, H. (2011). *Multilevel statistical models* (4th ed.). John Wiley & Sons, Ltd.
- Greenwald, R., Hedges, L. V., & Laine, R. D. (1996). The effect of school resources on student achievement. *Review of Educational Research*, 66(3), 361-396.  
<http://dx.doi.org/10.3102/00346543066003361>
- Hanushek, E. A., Kain, J. F., Markham J. M., & Rivkin S. G. (2003). Does Peer ability affect student achievement? *Journal of Applied Econometrics*, 18, 527-544.  
<http://dx.doi.org/10.1002/jae.741>
- Harker, R., & Tymms, P. (2004). The effects of student composition on school outcomes. *School Effectiveness Research*, 15(2), 177-199. <http://dx.doi.org/10.1076/sesi.15.2.177.30432>
- Hattie, J. (2002). Classroom composition and peer effects. *International Journal of Educational Research*, 37(5), 449-481. [http://doi.org/10.1016/S0883-0355\(03\)00015-6](http://doi.org/10.1016/S0883-0355(03)00015-6)
- Hoxby, C. (2000). *Peer effects in the classroom: learning from gender and race variation*. NBER Working Paper 7867. National Bureau of Economic Research.  
<http://dx.doi.org/10.3386/w7867>

Hurst, B., Wallace, R., & Nixon, S. (2013). The impact of social interaction on student learning.

*Reading Horizons*, 52(4), 373-398.

Hutchison, D. (2007). When is a compositional effect not a compositional effect? *Quality &*

*Quantity*, 41(2), 219–232. <http://dx.doi.org/10.1007/s11135-007-9094-2>

Leroy-Audouin, C. (2016). L'effet-maître, l'effet-classe, l'effet-établissement. *Sciences*

*Humaines*, 285(10), 21-21.

Lüdtke, O., Marsh, H.W., Robitzsch, A., Trautwein, U., Asparouhov, T., & Muthen, B. (2008).

The multilevel latent covariate model: A new, more reliable approach to group-level effects in contextual studies. *Psychological Methods*, 13(3), 203-229.

<http://dx.doi.org/10.1037/a0012869>

Marks, G. N. (2010). What aspects of schooling are important? School effects on tertiary

entrance performance. *School Effectiveness and School Improvement*, 21(3), 267-287.

<http://dx.doi.org/10.1080/09243451003694364>

Marks, G. N. (2015). Are school-SES effects statistical artefacts? Evidence from longitudinal

population data. *Oxford Review of Education*, 41(1), 122-144.

<http://dx.doi.org/10.1080/03054985.2015.1006613>

Marsh, H. W. (1988). *Self-description questionnaire: A theoretical and empirical basis for the*

*measurement of multiple dimensions of preadolescent self-concept: A test manual and a research monograph*. Psychological Corporation.

Marsh, H. W., & Hau, K. T. (2003). Big-Fish-Little-Pond effect on academic self-concept: A

cross-cultural (26-country) test of the negative effects of academically selective schools.

*American Psychologist*, 58(5), 364–376. <http://dx.doi.org/10.1037/0003-066X.58.5.364>

Marsh, H. W., Lüdtke, O., Robitzsch, A., Trautwein, U., Asparouhov, T., Muthén, B., &

Nagengast, B. (2009). Doubly-latent models of school contextual effects: Integrating multilevel and structural equation approaches to control measurement and sampling error.

*Multivariate Behavioral Research*, 44, 764-802.

<http://dx.doi.org/10.1080/00273170903333665>

Mokonzi, G. B. (2009). *De l' école de la médiocrité à l' école de l' excellence au Congo-Kinshasa*. L' Harmattan.

Mokonzi, G. B. (2010). *Diagnostic et perspectives de l'éducation pour tous en République démocratique du Congo*. <https://fseg2.univ-tlemcen.dz/rev%2010%20en%20pdf/GRATIEN%20MOKONZI%20BAMBANOTA.pdf>

Mokonzi, G. B. (2012). Gratuité et qualité de l'enseignement primaire en République Démocratique du Congo. *Congo-Afrique*, 470, 768-785.

Mokonzi, G. B. (2018). *Privatisation de l'éducation en République Démocratique du Congo : cas de la ville de Kinshasa*. Open Society Initiative for Southern Africa.

Mokonzi, G. B., & Issoy, A. A (2002). Étude de la contribution de l'enseignement primaire à l'alphabétisme. *Scientia Paedagogica Experimentalis*, XXXIX(2), 181-195.

Mokonzi, G. B., Van Damme, J., & De Fraine, B. (2019). Impact des caractéristiques individuelles et des caractéristiques de la classe sur le concept de soi des élèves de quatrième année primaire en République démocratique du Congo. *European Scientific Journal*, 15(22), 55-82. <http://dx.doi.org//10.19044/esj.2019.v15n22p56>

Neidell, M., & Waldfogel, J. (2010). Cognitive and non-cognitive peer effects in early education. *Review of Economics and Statistics*, 92(3), 562-576. <http://dx.doi.org/10.2307/27867560>

- Opdenakker, M. C., & Van Damme, J. (2001). Relationship between school composition and characteristics of school process and their effect on mathematics achievement. *British Educational Research Journal*, 27(4), 407-432.  
<http://dx.doi.org/10.1080/01411920120071434>
- Opdenakker, M. C., & Van Damme, J. (2004). *Are equal opportunities in our classes and schools? An investigation of the relationship between class composition, indicators of the learning environment and class climate, effort, and mathematics achievement of classes*. Texte non publié. Leuven, Center for Educational Effectiveness and Evaluation.
- Palardy, G. J. (2019). School peer non-academic skills and academic performance in high school. *Frontiers in Education*, 4, 1-16. <http://dx.doi.org/10.3389/feduc.2019.00057>
- Programme d'Analyse des Systèmes Éducatifs de la Conférence des Ministres de l'Éducation des États et Gouvernements de la Francophonie (2011). *L'enseignement primaire en République démocratique du Congo. Quels leviers pour l'amélioration du rendement du système éducatif?* Conférence des Ministres de l'Éducation des États et Gouvernements de la Francophonie.
- Rasbash, J., Charlton, C., Browne, W. J., Hearnly, M., & Cameron, B. (2011). *MLwiN version* (Version 2.24). [Logiciel]. Center for Multilevel Modelling.
- Sacerdote, B. (2011). Peer effects in education: How might they work, how big are they and how much do we know thus far? In E. A. Hanushek, S. Machin & L. Woessmann (Dir.). *Handbook of the Economics of Education: Vol. 3*. (pp. 249-277). Elsevier.
- Seaton, M., Marsh, H. W., & Craven, R. G. (2010). Big-fish-little-pond effect generalizability and moderation -two sides of the same coin. *American Educational Research Journal*, 47(2), 390-433. <http://dx.doi.org/10.3102/0002831209350493>

- Snijders, J. A. B., & Bosker, R. J. (2012). *Multilevel analysis: An introduction to basic and advanced multilevel modeling* (2nd ed.). Sage.
- Televantou, I., Marsh, H. W., Kyriakides, L., Nagengast, B., Fletcher, J., & Malmberg, L-K. (2015). Phantom effects in school composition research: consequences of failure to control biases due to measurement error in traditional multilevel models, *School Effectiveness and School Improvement*, 26(1), 75-101. <http://dx.doi.org/10.1080/09243453.2013.871302>
- Thrupp, M. (1999). *Schools Making a difference-let's be realistic!: School mix, school effectiveness, and the social limits of reform*. Open University Press.
- Thrupp, M., Lauder, H., & Robinson, T. (2002). School composition and peer effects. *International Journal of Educational Research*, 37(5), 483-504. [http://dx.doi.org/10.1016/S0883-0355\(03\)00016-8](http://dx.doi.org/10.1016/S0883-0355(03)00016-8)
- Treviño, E., Béjares, C., Wyman, I., & Villalobos, C. (2018). Influence of Teacher, Student and School Characteristics on Students' Attitudes Toward Diversity. In A. Sandoval-Hernández, M. M. Isac & D. Miranda (Dir.), *Teaching tolerance in a globalized world* (pp. 33-65). Springer. <http://dx.doi.org/10.1007/978-3-319-78692-6>
- UNESCO, & International Institute for Educational Planning Pôle de Dakar (2014). *République démocratique du Congo : Rapport d'état du système éducatif. Pour une éducation au service de la croissance et de la paix*. UNICEF.
- Van Landeghem, G., Van Damme, J., Opdenakker, M. C., De Fraine, B., & Onghena, P. (2002). The effect of schools and classes on noncognitive outcomes, *School Effectiveness and School Improvement*, 13(4), 429-451. <http://dx.doi.org/10.1076/sesi.13.4.429.10284>
- Vasalampi, K., Pakarinen, E., Torppa, M., Viljaranta, J., Lerkkanen, M-K., & Poikkeus, A-M. (2020). Classroom effect on primary school students' self-concept in literacy and

mathematics. *European Journal of Psychology of Education*, 35(3), 625-646.

<http://dx.doi.org/10.1007/s10212-019-00439-3>