

Mesurer les attitudes des enseignants vis-à-vis de l'intégration scolaire : qualités psychométriques de la version française de l'échelle *Opinions Relative to Integration of Students with Disabilities* (ORI) : Opinions relatives à l'intégration d'élèves ayant des besoins éducatifs particuliers (ORI-f)

Valérie Benoit and Marjorie Valls

Volume 41, Number 3, 2018

URI: <https://id.erudit.org/iderudit/1065163ar>

DOI: <https://doi.org/10.7202/1065163ar>

[See table of contents](#)

Publisher(s)

ADMEE-Canada - Université Laval

ISSN

0823-3993 (print)

2368-2000 (digital)

[Explore this journal](#)

Cite this article

Benoit, V. & Valls, M. (2018). Mesurer les attitudes des enseignants vis-à-vis de l'intégration scolaire : qualités psychométriques de la version française de l'échelle *Opinions Relative to Integration of Students with Disabilities* (ORI) : Opinions relatives à l'intégration d'élèves ayant des besoins éducatifs particuliers (ORI-f). *Mesure et évaluation en éducation*, 41(3), 1-29.
<https://doi.org/10.7202/1065163ar>

Article abstract

There are very few teacher attitude scales assessing inclusive education in French available in the scientific literature. This paper aims at presenting results supporting the construct validity and the reliability of the French version of the North American scale Opinions Relative to Integration of Students with Disabilities (ORI; Antonak & Larrivee, 1995). Based on the responses of 306 regular school teachers of one Swiss canton, confirmatory and exploratory factor analyses were conducted. Overall, goodness-of-fit indexes suggest that the exploratory factor analysis models fit the data better than original models did, resulting in slight structural differences with the original factorial structure. Internal consistency indexes are adequate (range from .68 to .91). This French version of the ORI scale produces a useful measuring instrument to answer research about inclusive education in French speaking countries.

Mesurer les attitudes des enseignants vis-à-vis de l'intégration scolaire : qualités psychométriques de la version française de l'échelle *Opinions Relative to Integration of Students with Disabilities* (ORI) : Opinions relatives à l'intégration d'élèves ayant des besoins éducatifs particuliers (ORI-f)

Valérie Benoit

Marjorie Valls

Haute école pédagogique du canton de Vaud

MOTS CLÉS : intégration scolaire, inclusion scolaire, échelle d'attitudes, enseignants, validité structurelle, fiabilité

Les échelles permettant de mesurer les attitudes des enseignants vis-à-vis de l'intégration scolaire disponibles en français sont rares. Cet article a pour but de présenter la validité structurelle et la fiabilité de la version française de l'échelle nord-américaine Opinions Relative to Integration of Students with Disabilities (ORI; Antonak et Larrivee, 1995). Des analyses factorielles confirmatoires et exploratoires ont été menées à partir des réponses de 306 enseignants de classe ordinaire d'un canton suisse. Les indices de la qualité d'ajustement indiquent que les modèles issus des analyses factorielles exploratoires représentent mieux les données recueillies que ne le font les modèles originaux. En conséquence, de légères différences structurelles avec l'échelle originale s'observent. Les indices de cohérence interne sont acceptables (de 0,68 à 0,91). L'échelle ORI traduite en français représente un instrument de mesure valable pour répondre aux questions de recherche relatives à l'intégration scolaire dans les pays francophones.

KEY WORDS: inclusive education, attitude scale, teachers, construct validity, reliability

There are very few teacher attitude scales assessing inclusive education in French available in the scientific literature. This paper aims at presenting results supporting the construct validity and the reliability of the French version of the North American scale Opinions Relative to Integration of Students with Disabilities (ORI;

Antonak & Larrivee, 1995). Based on the responses of 306 regular school teachers of one Swiss canton, confirmatory and exploratory factor analyses were conducted. Overall, goodness-of-fit indexes suggest that the exploratory factor analysis models fit the data better than original models did, resulting in slight structural differences with the original factorial structure. Internal consistency indexes are adequate (range from .68 to .91). This French version of the ORI scale produces a useful measuring instrument to answer research about inclusive education in French speaking countries.

PALAVRAS-CHAVE: integração escolar, inclusão escolar, escala de atitudes, professores, validade estrutural, fiabilidade

As escalas para medir as atitudes dos professores em relação à integração escolar disponíveis em francês são escassas. O objetivo deste artigo é apresentar a validade estrutural e a fiabilidade da versão francesa da escala norte-americana Opinions Relative to Integration of Students with Disabilities (ORI; Antonak e Larrivee, 1995). Foram realizadas análises fatoriais confirmatórias e exploratórias a partir das respostas de 306 professores de turmas normais de um cantão suíço. Os índices de qualidade de ajustamento indicam que os modelos derivados de análises fatoriais exploratórias representam melhor os dados recolhidos do que os modelos originais. Como resultado, foram observadas pequenas diferenças estruturais com a escala original. Os índices de consistência interna são aceitáveis (0,68 a 0,91). A escala ORI traduzida em francês representa um instrumento de medição válido para responder às questões de investigação relativas à integração escolar nos países francófonos.

Note des auteurs : La correspondance liée à cet article peut être adressée à [valerie.benoit@hepl.ch] et à [marjorie.valls@hepl.ch].

Les auteurs déclarent ne pas avoir de liens d'intérêt. Elles remercient vivement Violaine Marmonnier et Célia Roduit de leur précieuse collaboration lors de la récolte des données.

Introduction

Depuis plusieurs années, la Suisse a adapté son cadre législatif afin de favoriser une école plus inclusive (Conférence suisse des directeurs cantonaux de l'instruction publique [CDIP], 2007), comme de nombreux autres pays (Ainscow et César, 2006). Or, si l'accès à l'école de son quartier peut être légiféré, ce n'est pas le cas concernant l'acceptation par l'école et ses intervenants des élèves avec des besoins éducatifs particuliers¹ (BEP) et de leur scolarisation en classe ordinaire. Les attitudes des enseignants de classe ordinaire vis-à-vis de l'intégration scolaire² et des élèves BEP sont perçues comme fondamentales en matière de réussite de la mise en œuvre des programmes d'éducation à visée inclusive (Avramidis et Norwich, 2002; Ross-Hill, 2009; Santoli, Sachs et Romey, 2008). En ce sens, l'acceptation des politiques à visée inclusive par le personnel enseignant aurait une influence sur son engagement à les mettre en application (Norwich, 1994). Certains auteurs ont montré que les attitudes des enseignants du primaire envers l'intégration d'enfants présentant des difficultés sociales, émotionnelles et/ou comportementales étaient un prédicteur significatif des intentions et de la volonté à s'engager dans des pratiques dites inclusives (MacFarlane et Woolfson, 2013). Dans le même sens, les enseignants du primaire et du secondaire qui prennent la responsabilité d'intégrer les élèves et qui sont favorables à l'idée d'intégration scolaire adapteraient davantage l'environnement d'apprentissage afin de répondre aux besoins de tous leurs élèves, notamment en mettant en place des techniques d'enseignement variées et une collaboration étroite entre l'école et la famille (Soodak, Podell et Lehman, 1998).

Ainsi, au primaire, les attitudes des enseignants à l'égard de l'intégration scolaire influenceraient leur manière de gérer l'environnement d'apprentissage (Monsen, Ewing et Kwoka, 2014). Ces auteurs indiquent également que les élèves dont les enseignants présentent des attitudes plus positives à l'égard de l'intégration scolaire rapportaient une satisfaction plus élevée envers leur environnement d'apprentissage ainsi que moins de friction et de compétitivité, en comparaison aux élèves dont les enseignants ont des attitudes moins positives (Monsen et al., 2014). Selon cette même

étude, les attitudes des enseignants à l'égard de l'intégration scolaire influenceraient aussi leur perception d'adéquation du soutien social reçu, qu'il soit interne ou externe. Or, l'appréciation subjective du soutien social reçu en contexte intégratif est un facteur de protection de l'épuisement professionnel (Doudin, Curchod-Ruedi et Moreau, 2011), auquel les enseignants sont plus à risque en contexte scolaire à visée inclusive, du moins à l'ordre primaire (Talmor, Reiter et Feigin, 2005).

D'autres études ont également indiqué que les attitudes et les croyances des enseignants (primaires et secondaires confondus) vis-à-vis de l'intégration scolaire influenceraient leurs comportements envers les élèves, le climat de classe et les résultats des élèves (Santoli et al., 2008; Trent et Dixon, 2004; Weiner, 2003). Ainsi, si des attitudes positives envers l'intégration scolaire permettent de soutenir la mise en œuvre de pratiques et de politiques inclusives, exprimer des attitudes négatives peut amener le corps enseignant à avoir des attentes scolaires plus faibles envers leurs élèves BEP (Santoli et al., 2008). L'influence des enseignants sur leurs élèves a largement été démontrée, particulièrement dans le domaine social (Birch et Ladd, 1998; Mercer et DeRosier, 2008), et il en ressort que l'acceptation de ces élèves par leurs pairs sans BEP serait en partie médiatisée par l'enseignant (Santoli et al., 2008).

En raison de ces constats, les attitudes des enseignants envers la scolarisation d'élèves BEP en classe ordinaire ont été largement étudiées à l'échelon international (Avramidis et Norwich, 2002; de Boer, Pijl et Minnaert, 2011). Si la revue de la littérature d'Avramidis et Norwich (2002) indique des attitudes plutôt positives vis-à-vis de cette forme de scolarisation (sans pour autant que les enseignants soient favorables à «l'inclusion totale»), celle plus récente de de Boer et ses collègues (2011) aboutit à des résultats plus mitigés puisque les attitudes des enseignants du primaire seraient majoritairement neutres ou négatives. Ces auteurs s'accordent néanmoins sur l'influence de différents facteurs (p. ex., nature et sévérité du handicap, formation). En Suisse, à la suite d'injonctions politico-légales en matière de scolarisation des élèves BEP (CDIP, 2007), des chercheurs s'y sont également intéressés (Benoit, 2016; Kunz, Luder et Moretti, 2010; Sermier, Benoit et Bless, 2011). La revue de la littérature de Benoit (2016) indique des attitudes plutôt positives vis-à-vis de la scolarisation des élèves en classe ordinaire, ce qui rejoint les résultats antérieurs (Avramidis et Norwich, 2002; Scruggs et Mastropieri, 1996).

Toutefois, cela serait à nuancer en fonction de certains facteurs qui influenceraient fortement et de manière constante à travers le temps et les contextes géopolitiques les attitudes des enseignants du primaire. Ces facteurs sont, par exemple, la nature des besoins éducatifs particuliers des élèves, la formation et l'expérience des enseignants, ou encore leur sentiment d'efficacité personnelle. Ainsi, les attitudes des enseignants vis-à-vis de la scolarisation des élèves BEP en classe ordinaire seraient plutôt négatives lorsque les besoins des élèves nécessitent des adaptations importantes et/ou complexes de l'enseignement, notamment lorsque l'élève est en situation de handicap sévère (Avramidis et Norwich, 2002; de Boer et al., 2011). De même, ce constat s'applique lorsque les enseignants ne se sentent pas adéquatement formés, soutenus ou compétents à enseigner à ces élèves (Benoit, 2016).

Si de nombreuses échelles de mesure des attitudes vis-à-vis de l'intégration scolaire existent en langue anglaise (de Boer, Timmerman, Pijl et Minnaert, 2012), peu d'échelles sont disponibles en langue allemande (voir aussi Gebhardt et al., 2011), et aucune à notre connaissance n'a fait l'objet d'étude de validation en langue française. Parmi les échelles existantes en langue anglaise, certaines cherchent à distinguer les réponses cognitives, affectives et comportementales (Mahat, 2008). Or, ces trois types de réponses sont reconnus comme étant fortement corrélés entre eux (Albarracín, Zanna, Johnson et Kumkale, 2005) et souvent peu discriminants les uns des autres lors d'analyses factorielles (de Boer et al., 2012; Eagly et Chaiken, 1993, 2007). De plus, toutes les attitudes ne s'expriment ou ne se forment pas nécessairement selon ces trois types de réponses (Eagly et Chaiken, 1993, 2007). En conséquence, Sermier et ses collègues (2011) ont traduit en français et en allemand deux échelles nord-américaines reconnues pour leur validité psychométrique : l'*Opinions Relative to Integration of Students with Disabilities Scale* (ORI; Antonak et Larrivee, 1995) et l'*Attitudes Toward Inclusive Education Scale* (ATIES; Wilczenski, 1995). L'ORI permet d'évaluer les attitudes des enseignants envers l'intégration scolaire des élèves avec des besoins éducatifs particuliers dans les classes ordinaires (Antonak et Larrivee, 1995). Elle provient de la révision (terminologie, format de réponse, nombre d'items) par Antonak et Larrivee (1995) de l'*Opinions Relative to Mainstreaming Scale* (ORM) de Larrivee et Cook (1979). Parmi les échelles de mesure des attitudes disponibles à l'époque, l'ORM a été retenue en raison de son élaboration à partir d'un cadre théorique solide et en raison de qualités

psychométriques acceptables (Antonak et Livneh, 1988). Elle a été éprouvée auprès de plus de 900 enseignants de classe ordinaire des ordres primaire et secondaire. Comme l'ORM, l'ORI comporte une multidimensionalité qui permet de prendre en considération différents aspects de l'intégration scolaire (Krosnick, Judd et Wittenbrink, 2005). Elle est composée de 25 items cotés sur une échelle de Likert en 6 points allant de « pas d'accord du tout » à « tout à fait d'accord », dont 12 ayant une cotation inversée. Les items sont répartis selon quatre dimensions, à savoir :

- 1) *Benefits of Integration* – Bénéfices de l'intégration (items n^{os} 3, 7, 11, 14, 17, 20, 21 et 24);
- 2) *Integrated Classroom Management* – Gestion d'une classe intégrative (items n^{os} 1, 4, 6, 9, 12, 15, 16, 18, 22 et 25);
- 3) *Perceived Ability to Teach Students with Disabilities* – Habiletés perçues à enseigner à des élèves en situation de handicap (items n^{os} 2, 10 et 19); et
- 4) *Special Versus Integrated General Education* – Enseignement spécialisé et enseignement ordinaire avec intégration scolaire (items n^{os} 5, 8, 13 et 23).

Le score de l'ORI est calculé en fonction d'un barème de points allant de -3 à +3, avec une cohérence interne satisfaisante (Antonak et Larrivee, 1995). Cette échelle a été utilisée en contexte suisse auprès d'une population qui différait qualitativement de celle avec laquelle elle a été testée (étudiants à l'enseignement, contexte nord-américain, années 1990). Ses qualités psychométriques ont donc été vérifiées (Benoit, 2016; Sermier et al., 2011).

Dans l'étude de Benoit (2016), quatre facteurs sont ressortis, à savoir :

- 1) *Bénéfices de l'intégration* (items n^{os} 3, 11, 12, 14, 17, 20 et 25);
- 2) *Habiletés perçues à enseigner* (items n^{os} 2, 10, 19 et 23);
- 3) *Gestion d'une classe intégrative* (items n^{os} 4, 6, 8, 15, 18 et 22); et
- 4) *Progrès scolaires* (items n^{os} 1, 5, 7, 13 et 21).

Les analyses factorielles confirmatoires (AFC) ont révélé plusieurs indices d'ajustement insatisfaisants, et les analyses factorielles exploratoires (AFE) menées ensuite ont abouti à la suppression de plusieurs items (9, 16 et 24), alors que d'autres montraient des saturations très faibles sur leur dimension respective (6, 8 et 23). Il s'avère qu'à l'exception de l'item

6, les autres présentaient une cotation inversée, sans pour autant contenir de négation dans leur formulation. La cotation inversée est utilisée afin d'atténuer le risque de réponses systématiquement positives ou négatives (Antonak et Larrivee, 1995 ; Smith, 2003). De plus, elle force les participants à porter une attention accrue à la signification des items, et permet d'assurer une meilleure correspondance entre les attitudes exprimées par les participants et leurs comportements en situation (Glasman et Albarracín, 2006). Toutefois, la formulation de certains items dont la cotation est inversée peut aussi générer des problèmes lors de la traduction des échelles (McGorry, 2000).

Ainsi, il serait intéressant de vérifier si la reformulation de certains items permet une meilleure validité sur le plan psychométrique afin de proposer une version française de l'ORI la plus fiable possible pour évaluer les attitudes des enseignants vis-à-vis de l'intégration scolaire. En conséquence, le présent article a pour but d'explorer les qualités psychométriques de la traduction française de l'ORI effectuée par Sermier et ses collègues (2011) et de les comparer avec une version alternative contenant une reformulation des items problématiques préalablement identifiés par Benoit (2016).

Méthode

Les recommandations de l'International Test Commission (2017) ont été suivies pour réaliser le processus de validation de l'échelle ORI. Elles mentionnent six étapes : 1) les conditions préalables (p. ex., l'obtention d'autorisations), 2) le développement de l'instrument, dont la traduction et l'adaptation culturelle des items, 3) les tests empiriques (p. ex., le choix de l'échantillon), 4) la procédure de passation, notamment la formulation des consignes, 5) l'interprétation des scores et 6) la documentation des changements.

Échantillon

L'échantillon se compose de 306 enseignants de classe ordinaire (79,7% de femmes), dont 60% enseignent au primaire (1-8H), 33,9% au secondaire (9-11H) et 5,6% aux deux ordres d'enseignement confondus. L'âge moyen est de 41 ans (écart-type = 10,85 ; min. = 21 ; max. = 62), avec en moyenne 16 années de pratique de l'enseignement (écart-type = 11,23 ans ; min. = 4 ; max. = 43) et 5 années d'expérience de l'intégration

scolaire (écart-type = 5,83 ans ; min. = 0 ; max. = 35). La plupart (53,9%) sont titulaires d'un diplôme ou d'un Bachelor³ en enseignement primaire, près d'un tiers (28,3%) possède un diplôme ou Master en enseignement secondaire I et 9,9% d'entre eux sont titulaires d'un diplôme ou Master en enseignement spécialisé. Une partie de l'échantillon (7,8%) possède également d'autres titres (p. ex., Master en psychologie ou en sciences de l'éducation) ou est en formation à l'enseignement.

Instruments

En prenant appui sur des études antérieures (Benoit, 2016 ; Sermier et al., 2011), nous avons choisi de supprimer le langage épïcène et de remplacer l'expression « besoins particuliers » par l'acronyme « BEP », afin d'alléger le texte et d'en faciliter la lecture. En effet, lors de l'étude de Benoit (2016), plusieurs participants ont rapporté que le langage épïcène complexifiait la lecture et que certains items étaient difficiles à comprendre, notamment en raison des formulations négatives et de la cotation inversée. Ainsi, dans la présente étude, deux versions ont été soumises à l'échantillon : l'ORI-*f A*, qui est identique à celle de Benoit (2016) et de Sermier et ses collègues (2011), et l'ORI-*f B*, qui diffère de la version A en ce que cinq items (6, 8, 9, 23 et 24) ont été reformulés afin que leur cotation ne soit plus inversée. Par exemple, l'item 6 de la version A, « L'attention supplémentaire devant être accordée aux élèves ayant des BEP le sera au détriment des autres élèves », est devenu « L'attention supplémentaire accordée aux élèves ayant des BEP ne se donnera pas au détriment des autres élèves » dans la version B. Ces items présentaient des qualités psychométriques insuffisantes dans l'étude de Benoit (2016), notamment une saturation inférieure à 0,32 pour les items 9 et 24, et une saturation inférieure à 0,45 pour les items 6, 8 et 23.

La compréhension de la reformulation des items pour les versions A (suppression du langage épïcène et utilisation de l'acronyme BEP) et B (suppression du langage épïcène, utilisation de l'acronyme BEP et reformulation de cinq items ayant une cotation originalement inversée) a été vérifiée lors d'un prétest mené auprès de 20 enseignants n'appartenant pas à l'échantillon. Le calcul des scores a été effectué dans la présente étude en accordant des points allant de 1 à 6 (de 6 à 1 pour les items inversés), avec un score total compris entre 25 et 150. Mesurés sur une échelle ordinale, les scores de l'ORI servent uniquement la comparaison intersujets ou inter-

groupes (Eagly et Chaiken, 1993 ; Fowler, 2009), c'est-à-dire qu'une personne ou un groupe de personnes n'a pas des attitudes positives ou négatives en soi, mais plus ou moins favorables par rapport à autrui ou à un autre groupe. Un score élevé correspond donc à des attitudes plus favorables vis-à-vis de l'intégration scolaire (Antonak et Larrivee, 1995).

Procédure de passation

La première page du protocole présentait le but de l'étude, les consignes de passation et la définition de l'expression «élève ayant des besoins particuliers» (CDIP, 2007) et du terme «intégration» (Bless, 2004). Il a été précisé aux participants qu'il n'y avait pas de réponses justes ou fausses, et que les meilleures étaient celles qui reflétaient le plus honnêtement leurs opinions (Eagly et Chaiken, 1993). Enfin, aucune limite de temps n'a été imposée, mais il leur était conseillé de répondre le plus rapidement possible. Les questions concernant les informations socioprofessionnelles (formation, soutien social perçu, etc.) et sociodémographiques (sexe, âge, etc.) ont été placées à la fin (Bourque et Fielder, 2003). Le protocole, sous forme autoadministrée de type papier-crayon, a été distribué entre décembre 2016 et janvier 2017 à 771 enseignants de plusieurs établissements scolaires du canton de Vaud (Suisse). Après deux rappels et l'offre supplémentaire de répondre en ligne par le biais d'un questionnaire Google Forms, le taux de retour des questionnaires dûment remplis s'élève à 36,69%.

Stratégies et méthodes d'analyse

Le cadre conceptuel de référence pour cette étude est celui de la théorie classique des tests (André, Loye et Laurencelle, 2015 ; Borsboom, 2006). En effet, l'ensemble des réponses aux items entraîne la mise en évidence du construit évalué, à savoir une attitude plus ou moins favorable vis-à-vis de l'intégration des élèves BEP. Ainsi, la validité conceptuelle des échelles traduites a été vérifiée par le biais d'une démarche en trois temps, rejoignant le scénario de *model-generating* de Jöreskog et Sörbom (1996) :

- 1) Des AFC ont d'abord été réalisées afin de vérifier la qualité d'ajustement de la version originale de l'ORI (Antonak et Larrivee, 1995) et de la version de Benoit (2016) sur nos données ;
- 2) Puis, lorsque la qualité d'ajustement n'était pas satisfaisante, des AFE ont été menées pour déterminer quelle structure latente représentait le plus adéquatement les données récoltées ;

- 3) Enfin, le modèle issu de l'AFE a été vérifié pour chaque version de l'échelle à l'aide d'une nouvelle AFC, ce qui permet d'évaluer la qualité d'ajustement du nouveau modèle aux données observées (van Prooijen et van der Kloot, 2001).

Les AFC ont été réalisées à l'aide du logiciel *AMOS 23* et les indices suivants ont été utilisés : le χ^2 divisé par le degré de liberté ($\chi^2/dl < 2$), l'indice de Tucker-Lewis (TLI $> 0,90$), l'indice comparatif d'ajustement (CFI $> 0,90$) et l'erreur quadratique moyenne de l'approximation (*root mean square error of approximation* ou RMSEA $< 0,08$). Les valeurs mentionnées entre parenthèses indiquent le degré d'adéquation du modèle testé aux données utilisées reconnu comme acceptable (Jackson, Gillaspay et Purc-Stephenson, 2009 ; Marsh, Hau et Wen, 2004 ; Tabachnick et Fidell, 2007). Les AFE ont été effectuées avec le logiciel *SPSS 24*. La méthode d'extraction choisie est celle de factorisation en axes principaux (Brown, 2006 ; De Winter et Dodou, 2012 ; Fabrigar, Smith et Brannon, 1999) avec rotation oblique (*promax*). Les diagrammes des valeurs propres, le nombre d'items par facteur (≤ 3) et la cohérence de chaque facteur en matière de contenu ont guidé la sélection du nombre de facteurs à retenir. De plus, seuls les items saturés par un facteur à plus de 0,32 ont été conservés (Tabachnick et Fidell, 2007). Les items saturés par deux facteurs ont été conservés, car, lorsqu'ils sont peu nombreux, ils illustrent essentiellement un problème de taille de l'échantillon et/ou de formulation des items (Costello et Osborne, 2005).

Les valeurs manquantes (ORI-*f A* = 0,3% ; ORI-*f B* = 0,9%) ont été gérées avec l'option *listwise deletion*, qui exclut toutes les observations incomplètes, résultant en l'élimination d'environ 10% des participants (ORI-*f A* = 4,9% ; ORI-*f B* = 10,4%), ce qui ne réduit pas drastiquement la taille de l'échantillon (Enders, 2013 ; Tabachnick et Fidell, 2007). Ainsi, 135 observations complètes ont été retenues pour l'ORI-*f A* et 147 pour l'ORI-*f B*. S'il n'existe pas un *n* minimum absolu pour les AFC (Gagné et Hancock, 2006), un échantillon de 150 à 200 observations est considéré comme acceptable pour les AFE (Field, 2009 ; Tabachnick et Fidell, 2007 ; Worthington et Witthaker, 2006). Cependant, les mesures de précision de l'échantillonnage de Kaiser-Meyer-Olkin (KMO) rapportent des indices supérieurs à la valeur limite de 0,5 (Field, 2009 ; Tabachnik et Fidell, 2007) pour les deux versions (ORI-*f A* = 0,87 ; ORI-*f B* = 0,86), et les tests de sphéricité de Bartlett menés pour chaque échelle (ORI-*f A* : $\chi^2(300) =$

1654,83 et $p < 0,001$; ORI-*f B*: $\chi^2(253) = 1482,83$ et $p < 0,001$) indiquent des corrélations interitems suffisamment élevées pour mener des AFE (Field, 2009). Enfin, la fiabilité des échelles a été vérifiée à l'aide d'indices de cohérence interne (Brown, 2006; Geisinger, 1994).

Résultats

Premières analyses factorielles confirmatoires

Les AFC menées sur la base du modèle factoriel original d'Antonak et Larrivee (1995) pour les versions A et B révèlent que plusieurs indices de la qualité d'ajustement ne sont pas satisfaisants. De même, les indices obtenus sur la base du modèle factoriel de Benoit (2016) ne sont pas non plus satisfaisants. Les indices de qualité d'ajustement pour chaque modèle testé sont présentés dans le tableau 1.

Analyses factorielles exploratoires

Après analyse du diagramme des valeurs propres, du nombre d'items par facteur et du contenu des dimensions obtenues, une extraction forcée à quatre facteurs a été effectuée pour les deux versions de l'échelle. L'item 1 «La plupart des élèves ayant des BEP vont tenter au mieux de réaliser leurs tâches» et l'item 24 «La scolarisation dans une classe spéciale n'a pas d'effet bénéfique sur le développement social et émotionnel des élèves ayant des BEP») de l'ORI-*f B* ont été éliminés en raison d'une saturation inférieure à 0,32 (Tabachnick et Fidell, 2007). Ces solutions expliquent 49,42% (ORI-*f A*) et 47,99% (ORI-*f B*) de la variance commune après extraction. Le tableau 2 présente les résultats des AFE selon la matrice de forme (Tabachnick et Fidell, 2007).

Tableau 1
Indices de qualité d'ajustement des AFC menées pour les versions l'ORI-f A et l'ORI-f B

Modèles testés	Versions	Indices de qualité d'ajustement				χ^2	ddl	χ^2/ddl
		CFI	TLI	ECVI	RMSEA (IC 95%)			
Antonak et Larrivee (1995)	ORI- <i>fA</i>	0,79	0,77	5,13	0,092 (0,082-0,103)	575,45	269	2,14
	ORI- <i>fB</i>	0,83	0,81	4,18	0,076 (0,066-0,087)	498,04	269	1,85
Benoit (2016)	ORI- <i>fA</i>	0,85	0,82	3,74	0,085 (0,073-0,098)	400,95	203	1,98
	ORI- <i>fB</i>	0,84	0,82	3,39	0,081 (0,069-0,092)	395,45	203	1,95
Issus de l'AFE	ORI- <i>fA</i>	0,84	0,82	4,60	0,081 (0,070-0,092)	504,74	269	1,88
	ORI- <i>fB</i>	0,89	0,88	3,20	0,065 (0,053-0,077)	363,77	224	1,62
	ORI- <i>fB</i> avec double saturation de l'item 16	0,90	0,88	3,18	0,064 (0,052-0,076)	357,62	223	1,60

Note. Tous les modèles présentent un test du χ^2 significatif à $p < 0,001$.

Tableau 2
*Comparaison des répartitions d'items selon les versions et matrices de forme
 après rotation oblique de l'ORI-f A et l'ORI-f B*

N°	Items	Version Antonak et Larrivee (1995)				Facteurs et charges ($\lambda > 0,32$)											
						ORI-f A				ORI-f B							
		F1	F2	F3	F4	F1	F2	F3	F4	Clé	riT	F1	F2	F3	F4	Clé	riT
1	La plupart des élèves ayant des BEP vont tenter au mieux de réaliser leurs tâches.	-	0,48	-	-	0,25	-0,15	0,42	0,12	A	0,47	-	-	-	-	A	-
2	L'intégration d'élèves ayant des BEP va nécessiter une formation supplémentaire approfondie des enseignants réguliers.	-	-	0,46	-	-0,24	0,04	0,21	0,46	D	0,43	-0,09	-0,12	0,11	0,41	D	0,32
3	L'intégration offre des interactions de groupe mixte qui vont favoriser la compréhension et l'acceptation des différences parmi les élèves.	0,57	-	-	-	0,84	-0,26	0,08	-0,01	A	0,71	0,62	-0,17	0,29	-0,03	A	0,64
4	Il est probable que l'élève ayant des BEP manifeste des problèmes de comportement dans une classe ordinaire.	-	0,53	-	-	-0,03	-0,19	0,81	-0,15	D	0,50	-0,18	0,71	0,01	0,01	D	0,54
5	Les classes ordinaires offrent la meilleure prise en charge pour les élèves ayant des BEP.	-	-	-	0,65	0,76	-0,00	-0,11	0,10	A	0,67	0,38	0,05	0,31	0,08	A	0,59
6	A. L'attention supplémentaire devant être accordée aux élèves ayant des BEP le sera au détriment des autres élèves. B. L'attention supplémentaire accordée aux élèves ayant des BEP ne se donnera pas au détriment des autres élèves.	-	0,46	-	-	0,24	0,49	0,11	0,02	D	0,59	0,06	-0,01	0,66	-0,14	A	0,51

N°	Items	Version Antonak et Larrivee (1995)				Facteurs et charges ($\lambda > 0,32$)											
						ORI-f A						ORI-f B					
		F1	F2	F3	F4	F1	F2	F3	F4	Clé	riT	F1	F2	F3	F4	Clé	riT
7	Le défi consistant à être scolarisé dans une classe ordinaire va favoriser la progression scolaire de l'élève ayant des BEP.	0,58	-	-	-	0,80	-0,09	-0,01	0,10	A	0,74	0,64	0,04	0,19	-0,07	A	0,71
8	A. L'intégration d'élèves ayant des BEP va exiger des changements significatifs dans l'organisation de la classe. B. <i>L'intégration d'élèves ayant des BEP n'exigera pas de changements importants dans l'organisation de la classe.</i>	-	-	-	0,38	-0,16	0,74	-0,02	0,12	D	0,58	-0,15	0,04	0,75	0,10	A	0,61
9	A. De plus grandes exigences en termes d'autonomie au sein de la classe ordinaire génèrent trop de confusion pour les élèves ayant des BEP. B. <i>De plus grandes exigences en termes d'autonomie dans une classe ordinaire ne vont pas troubler les élèves ayant des BEP.</i>	-	0,50	-	-	-0,14	0,73	-0,09	-0,02	D	0,59	0,03	0,08	0,48	0,11	A	0,46
10	Les enseignants réguliers ont les compétences nécessaires pour travailler avec des élèves ayant des BEP.	-	-	0,67	-	0,18	-0,04	-0,16	0,85	A	0,62	0,26	0,06	-0,11	0,70	A	0,53

N°	Items	Version Antonak et Larrivee (1995)				Facteurs et charges ($\lambda > 0,32$)											
						ORI-fA						ORI-fB					
		F1	F2	F3	F4	F1	F2	F3	F4	Clé	riT	F1	F2	F3	F4	Clé	riT
11	La présence d'élèves ayant des BEP ne va pas favoriser l'acceptation des différences de la part des autres élèves de la classe.	0,55	-	-	-	0,67	-0,01	-0,10	-0,05	D	0,70	0,74	-0,16	0,06	0,02	D	0,55
12	Le comportement des élèves ayant des BEP donnera un mauvais exemple aux élèves n'ayant pas de BEP.	-	0,60	-	-	0,40	0,02	0,31	-0,07	D	0,53	0,26	0,42	-0,10	-0,04	D	0,45
13	L'élève ayant des BEP va probablement développer des compétences scolaires plus rapidement dans une classe régulière que dans une classe spéciale.	-	-	-	0,49	0,78	0,02	-0,12	-0,04	A	0,66	0,66	-0,04	0,24	-0,05	A	0,72
14	L'intégration de l'élève ayant des BEP ne va pas favoriser son indépendance sociale.	0,62	-	-	-	0,70	0,08	0,03	-0,06	D	0,73	0,77	0,05	-0,27	-0,08	D	0,52
15	Il n'est pas plus difficile de maintenir l'ordre dans une classe ordinaire qui compte un élève ayant des BEP que dans une classe où il n'y a pas d'élève ayant des BEP.	-	0,61	-	-	0,07	0,04	0,62	0,08	A	0,64	-0,02	0,74	0,05	-0,07	A	0,66
16	Les élèves ayant des BEP ne vont pas monopoliser le temps de l'enseignant régulier.	-	0,53	-	-	0,05	0,38	0,26	0,09	A	0,47	0,08	0,50	0,33	-0,10	A	0,62
17	L'intégration d'élèves ayant des besoins particuliers peut être bénéfique pour les élèves n'ayant pas de BEP.	0,64	-	-	-	0,72	0,28	-0,09	-0,14	A	0,71	0,64	0,05	0,05	-0,00	A	0,65

N°	Items	Version Antonak et Larrivee (1995)				Facteurs et charges ($\lambda > 0,32$)											
						ORI-fA						ORI-fB					
		F1	F2	F3	F4	F1	F2	F3	F4	Clé	riT	F1	F2	F3	F4	Clé	riT
18	Il est probable que les élèves ayant des BEP créent de la confusion dans la classe ordinaire.	-	0,70	-	-	0,11	0,24	0,51	-0,01	D	0,56	0,11	0,73	-0,13	-0,00	D	0,65
19	Les enseignants réguliers sont suffisamment formés pour enseigner aux élèves ayant des BEP.	-	-	0,80	-	-0,00	0,05	-0,02	0,86	A	0,69	-0,13	-0,00	0,08	0,92	A	0,66
20	L'intégration va probablement avoir un effet négatif sur le développement émotionnel des élèves ayant des BEP.	0,47	-	-	-	0,53	-0,04	0,16	0,01	D	0,60	0,56	0,31	-0,27	0,09	D	0,54
21	Les élèves ayant des BEP devraient se voir donner toutes les opportunités possibles d'être scolarisés en classe ordinaire.	0,54	-	-	-	0,65	0,08	0,03	0,00	A	0,68	0,63	0,05	0,14	0,07	A	0,74
22	Le comportement d'un élève ayant des BEP en classe ne requiert généralement pas plus de patience de la part de l'enseignant que le comportement en classe des élèves n'ayant pas de BEP.	-	0,33	-	-	0,05	0,10	0,44	0,14	A	0,53	-0,09	0,52	0,31	0,08	A	0,58
23	A. L'enseignement à des élèves ayant des BEP est mieux dispensé par des enseignants spécialisés que par des enseignants réguliers. B. L'enseignement à des élèves ayant des BEP n'est pas mieux dispensé par des enseignants spécialisés que par des enseignants réguliers.	-	-	-	0,57	0,01	0,69	-0,29	-0,02	D	0,47	0,03	-0,12	0,57	0,11	A	0,45

N°	Items	Version Antonak et Larrivee (1995)				Facteurs et charges ($\lambda > 0,32$)											
						ORI-fA				ORI-fB							
		F1	F2	F3	F4	F1	F2	F3	F4	Clé	riT	F1	F2	F3	F4	Clé	riT
24	A. La séparation par la scolarisation dans une classe spéciale a des effets bénéfiques sur le développement social et émotionnel des élèves ayant des BEP. B. La scolarisation dans une classe spéciale n'a pas d'effet bénéfique sur le développement social et émotionnel des élèves ayant des BEP.	0,47	–	–	–	0,23	0,58	-0,01	-0,10	D	0,58	–	–	–	–	A	–
25	L'élève ayant des besoins particuliers ne sera pas isolé socialement dans la classe ordinaire.	–	0,50	–	–	0,42	-0,07	0,25	0,05	A	0,54	0,43	0,00	0,21	-0,04	A	0,52
Valeurs propres (<i>eigenvalues</i>)		–	–	–	–	8,57	2,13	2,00	1,53			7,90	1,99	1,66	1,43		
% de la variance commune (après extraction)		27	7	4	3	32,33	6,56	6,38	4,15			32,19	6,65	5,01	4,14		
Alpha de Cronbach (α)		–	–	–	–	0,91	0,79	0,77	0,74			0,88	0,81	0,71	0,68		

Notes. Clé = clés de cotation où A = Accord et D = Désaccord indiquant des attitudes favorables; riT = coefficients de discrimination.

ORI Version Antonak et Larrivee (1995): F1 = *Benefits of Integration*, F2 = *Integrated Classroom Management*, F3 = *Perceived Ability to Teach Students with Disabilities*, F4 = *Special versus Integrated General Education*.

ORI-fA : F1 = Bénéfices de l'intégration, F2 = Contraintes perçues de l'intégration scolaire, F3 = Gestion d'une classe intégrative, F4 = Habilités perçues à enseigner.

ORI-fB : F1 = Bénéfices de l'intégration, F2 = Gestion d'une classe intégrative, F3 = Contraintes perçues de l'intégration scolaire, F4 = Habilités perçues à enseigner.

Le premier facteur de l'ORI-*f A* regroupe les items relatifs aux bénéfices potentiels de l'intégration scolaire pour les élèves avec ou sans BEP (items n^{os} 3, 7, 13, 5, 17, 14, 11, 21, 20, 25 et 12), comme l'acceptation de la différence ou encore les progrès scolaires et sociaux des élèves BEP. Son contenu étant similaire en grande partie au modèle original (Antonak et Larrivee, 1995), il s'intitule également *Bénéfices de l'intégration*. Ce facteur regroupe non seulement des items liés aux bénéfices de l'intégration scolaire, mais également des items répertoriés par Benoit (2016) dans un facteur distinct intitulé « Progrès scolaires des élèves BEP ». De manière similaire, le premier facteur de l'ORI-*f B* regroupe également des items relatifs aux bénéfices de l'intégration scolaire (items n^{os} 14, 11, 13, 17, 7, 21, 3, 20, 25 et 5). La composition de ce facteur est très proche de la structure obtenue par Antonak et Larrivee (1995) et de l'ORI-*f A*.

Le second facteur de l'ORI-*f A* (items n^{os} 8, 9, 23, 24, 6 et 16) et le troisième de l'ORI-*f B* (items n^{os} 8, 6, 23 et 9) se distinguent le plus de la structure factorielle d'Antonak et Larrivee (1995) et de Benoit (2016). Ainsi, il a été nommé *Contraintes perçues de l'intégration scolaire* et il regroupe des items relatifs à l'attention supplémentaire à accorder aux élèves BEP (au détriment des autres élèves), à la crainte que les élèves BEP monopolisent le temps de l'enseignant, aux conséquences pour les élèves BEP que l'autonomie dans une classe ordinaire exige, aux changements significatifs qu'une classe intégrative nécessite ou encore au fait que l'enseignement aux élèves BEP est mieux dispensé par un enseignant spécialisé qu'un enseignant de classe ordinaire.

Le troisième facteur de l'ORI-*f A* (items n^{os} 4, 15, 18, 22 et 1) et le deuxième de l'ORI-*f B* (items n^{os} 15, 18, 4, 22, 16 et 12) s'intitulent de manière similaire à la solution d'Antonak et Larrivee (1995) et de Benoit (2016) au vu de sa composition, soit *Gestion d'une classe intégrative*.

Enfin, le quatrième facteur contient trois items dans les versions A et B (items n^{os} 19, 10 et 2). Il est identique à la structure factorielle originale d'Antonak et Larrivee (1995), d'où une dénomination commune *Habilités perçues à enseigner (à des élèves BEP)*. Il se distingue du facteur mis en évidence par Benoit (2016), qui incluait en plus l'item 23.

Quelle que soit la version de l'échelle, la structure factorielle issue de la matrice de forme est confirmée par celle issue de la matrice de structure (non représentée ici), c'est-à-dire que les mêmes items sont saturés le plus fortement par les mêmes facteurs. La matrice de structure indique

également que plusieurs items sont saturés par plusieurs facteurs dans les deux versions, ce qui peut s'expliquer par le fait que les facteurs corrélient entre eux (ORI-*f A*: $r = 0,18$ à $0,52$; ORI-*f B*: $r = 0,30$ à $0,64$). Aucun facteur ne corréle à plus de $0,80$ dans les deux versions, ce qui suggère que les facteurs ne sont pas redondants et que la validité discriminante est bonne (Brown, 2006). Cependant, l'ORI-*f A* comporte des facteurs plus indépendants les uns des autres (corrélations plus faibles) que l'ORI-*f B*.

Secondes analyses factorielles confirmatoires

De nouvelles AFC ont été effectuées à partir des mêmes échantillons afin de tester la qualité d'ajustement des modèles issus des AFE, dont les indices sont présentés dans le tableau 1. Concernant l'ORI-*f A*, les résultats indiquent des indices d'ajustement non satisfaisants, bien qu'étant légèrement meilleurs, en comparaison aux modèles d'Antonak et Larrivee (1995) et de Benoit (2016). Dans le cas de l'ORI-*f B*, le modèle issu de l'AFE a été testé une première fois sans prendre en considération la double saturation de l'item 16, qui était faible ($0,33$). Les résultats indiquent des indices de qualité d'ajustement nettement plus satisfaisants que les modèles précédemment testés, sans pour autant être totalement suffisants. Ce modèle a également été testé en incluant l'item 16 à la fois aux facteurs 2 et 3 (double saturation). Les résultats suggèrent des indices légèrement meilleurs (voir Tableau 1), malgré une saturation de cet item encore plus faible par le troisième facteur dans le modèle issu de l'AFC ($r = 0,24$). Cette double saturation permet toutefois une amélioration significative du modèle calculée selon le test de différence du χ^2 (Brown, 2006; Werner et Schermelleh-Engel, 2010): $\Delta\chi^2(1) = 6,15$ et $p < 0,05$. L'indice ECVI⁴ ($3,18$) est également inférieur à celui obtenu à partir du modèle original ($4,18$), ce qui indique un potentiel de réplication plus important (Byrne, 2010). En conséquence, le modèle issu de l'AFE pour l'ORI-*f B* serait à privilégier, car sa structure semble correspondre au mieux à nos données (Brown, 2006).

Fiabilité de l'échelle ORI

Les indices de fiabilité (voir Tableau 2) indiquent une bonne cohérence interne des deux versions de l'échelle (Kline, 2000; Pallant, 2010). Les coefficients alpha de Cronbach de l'ORI-*f A* sont compris entre $0,74$ et $0,91$ et entre $0,68$ et $0,88$ pour l'ORI-*f B* (voir Tableau 2). Quant aux autres coefficients de discrimination, ils sont compris entre $0,43$ et $0,74$ pour

l'ORI-*f* *A* et entre 0,32 et 0,74 pour l'ORI-*f* *B* (voir Tableau 2). Ces indices signifient que le pouvoir de discrimination des items est bon (Eagly et Chaiken, 1993) et qu'ils corréleront donc suffisamment bien avec leurs dimensions respectives ($> 0,3$) (Kline, 2000; Pallant, 2010). En outre, les coefficients alpha de Cronbach ($< 0,9$) et de discrimination ($< 0,8$) suggèrent qu'il n'y a pas de redondance excessive dans les énoncés (Kline, 2000).

Discussion

La présente étude avait pour objectif d'explorer la validité structurelle et la fiabilité de la version française de l'échelle ORI (ORI-*f*), ce qui nous a permis d'évaluer les attitudes des enseignants à l'égard de l'intégration scolaire, mais également de déterminer quelle version présentait la meilleure qualité psychométrique. Les AFC des deux versions de l'ORI-*f* (*A* et *B*) ont démontré des indices de qualité d'ajustement non satisfaisants, quel que soit le modèle utilisé (Antonak et Larrivee, 1995; Benoit, 2016), ce qui nous a menées alors à réaliser des AFE (Brown, 2006; Byrne, 2010). La qualité d'ajustement des modèles issus des AFE a ensuite été vérifiée à l'aide de nouvelles AFC (van Prooijen et van der Kloot, 2001). Les résultats démontrent un meilleur ajustement à nos données des structures factorielles issues des AFE (Blunch, 2012), sans pour autant présenter des indices totalement satisfaisants. Toutefois, ces deux versions permettent de conserver davantage d'items, en comparaison à la version de Benoit (2016). Ces analyses exploratoires expliquent la structure latente des deux versions correspondant le mieux à nos données et démontrent la validité discriminante des différentes variables (Field, 2009; Clark et Watson, 1995). Ainsi, les items de l'ORI-*f* *A* et *B* sont répartis dans quatre facteurs : *Bénéfices de l'intégration*, *Contraintes perçues de l'intégration*, *Gestion d'une classe intégrative* et *Habilités perçues à enseigner (à des élèves BEP)*.

Si les résultats présentés précédemment indiquent que les deux versions de l'ORI-*f* testées dans cette étude possèdent une bonne validité de construit et une bonne cohérence interne, il s'avère néanmoins difficile en l'état de se prononcer sur la préférence d'une version par rapport à l'autre. En effet, d'un côté, les AFE ont montré que l'ORI-*f* *A* serait à préférer puisqu'elle ne nécessite pas de suppression d'items, qu'elle ne contient pas de double saturation, et qu'elle possède de meilleures fiabilité et capacité de discrimination. De plus, elle contient moins d'items présentant une

négation. D'un autre côté, les AFC menées à partir des AFE ont suggéré de meilleurs indices de qualité d'ajustement pour l'ORI-*f B*. Quoi qu'il en soit, les deux versions démontrent une structure factorielle propre et largement similaire entre elles, mais qui diffère de celles d'Antonak et Larrivee (1995) et de Benoit (2016).

Les différences de structure constatées avec le modèle original (Antonak et Larrivee, 1995) peuvent provenir des différences de contexte, d'époque et de langue (Geisinger, 1994; Schwarz, 1999). Des raisons méthodologiques peuvent également expliquer ces différences ainsi que les indices de qualité d'ajustement insatisfaisants lors des premières AFC. Premièrement, les nombres d'items de l'ORI utilisés pour la récolte des données et les analyses factorielles diffèrent : 30 items ont été utilisés initialement par Antonak et Larrivee (1995) avant d'aboutir à la version finale de l'ORI à 25 items, soit celle utilisée dans cette étude ainsi que par Benoit (2016) et par Sermier et ses collègues (2011). Or, il est reconnu que les réponses des participants à une échelle d'attitudes peuvent être influencées par le nombre d'items, par leur contenu et par leur ordre (Eagly et Chaiken, 1993; Krosnick et al., 2005). Deuxièmement, un modèle issu d'une AFE est rarement confirmé par une AFC ultérieure effectuée sur d'autres données (Brown, 2006; Byrne, 2010), d'autant plus lorsque l'échelle est traduite (Van de Vijver et Leung, 1997) ou que les méthodes d'AFE et la technique de rotation utilisées sont inadéquates (Fabrigar, Wegener, MacCallum et Strahan, 1999; van Prooijen et van der Kloot, 2001). Or, Antonak et Larrivee (1995) ont utilisé une technique de rotation orthogonale impliquant une indépendance totale des facteurs entre eux, ce qui est rarement le cas en sciences sociales (Brown, 2006). Cette procédure peut engendrer des solutions factorielles erronées ne permettant pas une réplification des modèles par l'AFC lors d'études ultérieures (van Prooijen et van der Kloot, 2001). Ainsi, il peut ne pas être étonnant d'avoir obtenu des indices de la qualité d'ajustement insatisfaisants lors des AFC et des différences de structure à la suite de l'AFE.

Quant aux différences de structure avec le modèle de Benoit (2016), elles peuvent aussi provenir de différences liées au contexte (autre canton de Suisse) et à l'époque. Il s'avère que les données de cette étude ont été récoltées plusieurs années *après* l'entrée en vigueur en janvier 2011 des politiques scolaires favorisant l'intégration scolaire (CDIP, 2007) et auprès d'un échantillon différent. Les différences obtenues peuvent ainsi s'expliquer, d'une part, par l'hétérogénéité de notre échantillon (enseignants de

classe ordinaire de l'ordre primaire et du degré secondaire I, enseignants spécialisés, enseignants en formation), comparativement à l'échantillon homogène de Benoit (2016), constitué uniquement d'enseignants de classe ordinaire du primaire. En effet, il a été suggéré que les attitudes des enseignants de classe ordinaire du primaire peuvent différer de celles des enseignants du secondaire (Avramidis et Norwich, 2002; McGhie-Richmond, Irvine, Loreman, Cizman et Lupart, 2013) et des enseignants spécialisés (Alahbabi, 2009; Mastin, 2010; Rakap et Kaczmarek, 2010). D'autre part, les enseignants interrogés dans cette étude ont plus d'années d'expérience de l'intégration scolaire que ceux de l'étude de Benoit (2016), à savoir 5,02 ans contre 2,75 ans respectivement. De plus, ils sont légèrement moins nombreux à ne l'avoir jamais expérimentée (21% contre 23%), particulièrement les enseignants de classe ordinaire du primaire (18%). L'expérience de l'intégration étant reconnue comme un prédicteur significatif des attitudes des enseignants (Avramidis et Norwich, 2002; Benoit, 2016; de Boer et al., 2011), cette différence en matière d'expérience de l'intégration scolaire peut expliquer en particulier la présence dans nos résultats du facteur *Contraintes perçues de l'intégration scolaire*, inexistant chez Benoit (2016) et chez Antonak et Larrivee (1995). Regroupant des items évoquant notamment le temps nécessaire à accorder aux élèves BEP, ce facteur peut représenter les difficultés éprouvées lors de l'expérience même de l'intégration scolaire ou des contraintes perçues liées à sa mise en œuvre. En effet, le temps à accorder aux élèves BEP représente une forte préoccupation des enseignants ainsi qu'une source de stress importante (Curchod-Ruedi, Ramel, Bonvin, Albanese et Doudin, 2013; Engelbrecht, Oswal, Swart et Eloff, 2003). Quant à la présence dans ce facteur de l'item 23 («L'enseignement à des élèves BEP est mieux dispensé par des enseignants spécialisés que par des enseignants réguliers»), elle peut s'expliquer par le fait que les enseignants ne se sentent pas adéquatement formés pour répondre aux besoins de tous leurs élèves (Benoit, 2016; McGhie-Richmond et al., 2013), ce qui représente également une de leurs préoccupations majeures (Blecker et Boakes, 2010; Horne et Timmons, 2009). Il semble toutefois illogique que cet item ne soit pas saturé par le facteur *Habilités perçues à enseigner*, comme c'est le cas dans l'étude de Benoit (2016). Ce résultat démontre néanmoins l'interdépendance des facteurs de l'ORI et confirme de ce fait la nécessité d'utiliser une technique de rotation oblique (Brown, 2006).

Cette étude présente plusieurs limites nous invitant à fournir des recommandations pour de futures recherches. Premièrement, l'échantillon est de taille relativement restreinte (ORI-*f A*: $n = 135$ et ORI-*f B*: $n = 147$) et limité à un canton suisse, avec un taux de retour faible (37%) invitant à la prudence en matière de généralisation des résultats. Ce taux de retour peut s'expliquer par la charge de travail de plus en plus conséquente ressentie par les enseignants de Suisse romande en raison de la mise en œuvre d'une politique scolaire à visée inclusive (Valls et Bonvin, 2015). Nous pouvons donc supposer que ce sont les enseignants les plus disposés et les plus sensibles à la question de l'intégration des élèves BEP qui ont accepté de participer à l'étude. Toutefois, notre échantillon est représentatif de la population enseignante du canton concerné en matière de sexe et de degrés d'enseignement (Office fédéral de la statistique, 2018). Des études complémentaires avec des échantillons de taille plus importante (Fabrigar et al., 1999) et des contextes socioculturels diversifiés sont donc encore nécessaires afin de vérifier la stabilité des structures factorielles mises en évidence. Au vu des résultats, nous recommandons cependant l'utilisation de l'ensemble de l'échelle (25 items, p. ex. l'ORI-*f A*) avec un éventuel travail de reformulation des items pour supprimer les négations (Nunnally et Bernstein, 1994), tout en conservant une cotation inversée. Par exemple, l'item 16, qui est le seul présentant une double saturation, contient une négation sans cotation inversée. La suppression de sa négation permettrait alors d'avoir un item inversé dont la compréhension serait facilitée. Deuxièmement, la réalisation d'une AFE ne permet pas non plus la généralisation des résultats (Brown, 2006), ce qui nécessite donc la passation et la validation de l'ORI à l'aide d'AFC dans des recherches ultérieures.

En conclusion et malgré les limites relevées précédemment, cette étude des qualités psychométriques de l'échelle ORI-*f* offre aux chercheurs francophones un instrument de mesure supplémentaire ayant déjà permis d'étudier les facteurs qui influencent les attitudes des enseignants envers l'intégration scolaire (Benoit, 2016; Sermier et al., 2011).

Réception : 29 juin 2017

Version finale : 30 octobre 2018

Acceptation : 31 novembre 2018

NOTES

1. Les élèves à besoins éducatifs particuliers incluent les enfants et les jeunes ayant besoin de soutien spécifique pour suivre l'enseignement dispensé à l'école ordinaire (CDIP, 2007, art. 3).
2. L'expression « intégration scolaire » est utilisée dans cet article plutôt qu'« inclusion scolaire » ou « éducation inclusive », car elle correspond à la terminologie utilisée dans les textes scolaires légaux suisses. De plus, si la Suisse tend vers une école plus inclusive, la scolarisation des élèves BEP relève encore actuellement davantage de l'intégration que de l'inclusion scolaire. L'intégration scolaire réfère ici à « l'enseignement en commun d'enfants en situation de handicap et d'enfants dits normaux dans le cadre de classes ordinaires tout en leur apportant le soutien nécessaire (pédagogique et thérapeutique) pour faire face aux besoins spécifiques, dans leur environnement, sans avoir recours à la séparation scolaire » (Bless, 2004, p. 14).
3. Le Bachelor suisse équivaut à la licence française et au baccalauréat québécois, tandis que le Master équivaut à la maîtrise québécoise.
4. Expected cross-validation index.

RÉFÉRENCES

- Ainscow, M., & César, M. (2006). Inclusive education ten years after Salamanca: Setting the agenda. *European Journal of Psychology of Education, 21*(3), 231-238. doi: 10.1007/BF03173412
- Alahbabi, A. (2009). K-12 special and general education teachers' attitudes toward the inclusion of students with special needs in general education classes in the United Arab Emirates (UAE). *International Journal of Special Education, 24*(2), 42-54.
- Albarracín, D., Zanna, M. P., Johnson, B. T., & Kumkale, G. T. (2005). Attitudes: Introduction and scope. In D. Albarracín, B. T. Johnson & M. P. Zanna (Eds.), *The handbook of attitudes* (pp. 3-19). New York: Psychology Press.
- André, N., Loye, N. et Laurencelle, L. (2015). La validité psychométrique: un regard global sur le concept centenaire, sa genèse, ses avatars. *Mesure et évaluation en éducation, 37*(3), 125-148. doi: 10.7202/1036330ar
- Antonak, R. F., & Larrivee, B. (1995). Psychometric analysis and revision of the Opinions Relative to Mainstreaming Scale. *Exceptional Children, 62*(2), 139-149. doi: 10.1080/08856250210129056
- Antonak, R. F., & Livneh, H. (1988). *The measurement of attitudes toward people with disabilities: Methods, psychometrics, and scales*. Springfield, IL: Charles C Thomas.

- Avramidis, E., & Norwich, B. (2002). Teachers' attitudes towards integration/inclusion: A review of the literature. *European Journal of Special Needs Education, 17*(2), 129-147. doi: 10.1080/08856250210129056
- Benoit, V. (2016). *Les attitudes des enseignants à l'égard de l'intégration scolaire des élèves avec des besoins éducatifs particuliers en classe ordinaire du niveau primaire* (Thèse de doctorat). Université de Fribourg, Suisse. Repéré à <http://doc.rero.ch/record/260843>
- Birch, S. H., & Ladd, G. W. (1998). Children's interpersonal behaviors and the teacher-child relationship. *Developmental Psychology, 34*(5), 934-946. doi: 10.1037/0012-1649.34.5.934
- Blecker, N. S., & Boakes, N. J. (2010). Creating a learning environment for all children: Are teachers able and willing? *International Journal of Inclusive Education, 14*, 435-447. doi: 10.1080/13603110802504937
- Bless, G. (2004). Intégration scolaire : aspects critiques de sa réalisation dans le système scolaire suisse. Dans M. De Carlo-Bonvin (dir.), *Au seuil d'une école pour tous : réflexions, expériences et enjeux de l'intégration des élèves en situation de handicap* (pp. 13-26). Berne: CSPS.
- Blunch, N. (2012). *Introduction to structural equation modeling using IBM SPSS statistics and AMOS*. London: SAGE Publications.
- Borsboom, D. (2006). The attack of the psychometricians. *Psychometrika, 71*(3), 425-440. doi: 10.1007/s11336-006-1447-6
- Bourque, L. B., & Fielder, E. P. (2003). *How to conduct self-administered and mail surveys* (2nd ed.). Thousand Oaks, CA: SAGE Publications.
- Brown, T. A. (2006). *Confirmatory factor analysis for applied research*. New York: Guilford Press.
- Byrne, B. M. (2010). *Structural equation modeling with AMOS: Basic concepts, applications and programming* (2nd ed.). New York: Routledge.
- Clark, L. A., & Watson, D. (1995). Constructing validity: Basic issues in objective scale development. *Psychological Assessment, 7*(3), 309-319. doi: 10.1037/1040-3590.7.3.309
- Conférence suisse des directeurs cantonaux de l'instruction publique [CDIP]. (2007). *L'accord intercantonal sur la collaboration dans le domaine de la pédagogie spécialisée: l'essentiel en bref*. Berne, CDIP. Repéré à www.edk.ch/dyn/14937.php
- Costello, A. B., & Osborne, J. (2005). Best practices in exploratory factor analysis: Four recommendations for getting the most from your analysis. *Practical Assessment, Research & Evaluation, 10*(7), 1-9. Retrieved from <http://pareonline.net/getvn.asp?v=10&n=7>
- Curchod-Ruedi, D., Ramel, S., Bonvin, P., Albanese, O. et Doudin, P.-A. (2013). De l'intégration à l'inclusion scolaire : implication des enseignants et importance du soutien social. *Alter – Revue européenne de recherche sur le handicap, 7*(2), 135-147. doi: 10.1016/j.alter.2012.11.008
- de Boer, A., Pijl, S. J., & Minnaert, A. (2011). Regular primary schoolteachers' attitudes towards inclusive education: A review of the literature. *International Journal of Inclusive Education, 15*, 331-353. doi: 10.1080/13603110903030089

- de Boer, A., Timmerman, M., Pijl, S. J., & Minnaert, A. (2012). The psychometric evaluation of a questionnaire to measure attitudes towards inclusive education. *European Journal of Psychology of Education, 27*, 573-589. doi: 10.1007/s10212-011-0096-z
- De Winter, J. C. F., & Dodou, D. (2012). Factor recovery by principal axis factoring and maximum likelihood factor analysis as a function of factor pattern and sample size. *Journal of Applied Statistics, 39*, 695-710. doi: 10.1080/02664763.2011.610445
- Doudin, P.-A., Curchod-Ruedi, D. et Moreau, J. (2011). Le soutien social comme facteur de protection de l'épuisement des enseignants. Dans P.-A. Doudin, D. Curchod-Ruedi, L. Lafortune et N. Lafranchise (dir.), *La santé psychosociale des enseignants et des enseignantes* (pp. 11-37). Québec : Presses de l'Université du Québec.
- Eagly, A. H., & Chaiken, S. (1993). *The psychology of attitudes*. Fort Worth, TX: Harcourt Brace Jovanovich.
- Eagly, A. H., & Chaiken, S. (2007). The advantages of an inclusive definition of attitude. *Social Cognition, 25*, 582-602. doi: 10.1521/soco.2007.25.5.582
- Enders, C. K. (2013). Dealing with missing data in developmental research. *Child Development Perspectives, 7*, 27-31. doi: 10.1111/cdep.12008
- Engelbrecht, P., Oswald, M., Swart, E., & Eloff, I. (2003). Including learners with intellectual disabilities: Stressful for teachers? *International Journal of Disability, Development and Education, 50*, 293-308. doi: 10.1080/1034912032000120462
- Fabrigar, L. R., Smith, S. M., & Brannon, L. A. (1999). Applications of social cognition: Attitudes as cognitive structures. In F. T. Durso, R. S. Nickerson, R. W. Schvaneveldt, S. T. Dumais, D. S. Lindsay & M. T. H. Chi (Eds.), *Handbook of applied cognition* (pp. 173-206). Chichester, UK: John Wiley & Sons.
- Fabrigar, L. R., Wegener, D. T., MacCallum, R. C., & Strahan, E. J. (1999). Evaluating the use of exploratory factor analysis in psychological research. *Psychological Methods, 4*(3), 272-299. doi: 10.1037/1082-989X.99.S3.0
- Field, A. P. (2009). *Discovering statistics using SPSS* (3rd ed.). London: SAGE Publications.
- Fowler, F. J. (2009). *Survey research methods* (4th ed.). Thousand Oaks, CA: SAGE Publications.
- Gagné, P., & Hancock, G. R. (2006). Measurement model quality, sample size, and solution propriety in confirmatory factor models. *Multivariate Behavioral Research, 41*, 65-83. doi: 10.1207/s15327906mbr4101_5
- Gebhardt, M., Schwab, S., Reicher, H., Ellmeier, B., Gmeiner, S., Rossmann, P., & Gasteiger Klicpera, B. (2011). Einstellungen von LehrerInnen zur schulischen Integration von Kindern mit einem sonderpädagogischen Förderbedarf in Österreich. *Empirische Sonderpädagogik, 4*(4), 275-290. Repéré à www.psychologie-aktuell.com/fileadmin/download/esp/4-2011_20120104/gebhardt.pdf
- Geisinger, K. F. (1994). Cross-cultural normative assessment: Translation and adaptation issues influencing the normative interpretation of assessment instruments. *Psychological Assessment, 6*(4), 304-312. doi: 10.1037/1040-3590.6.4.304
- Glasman, L. R., & Albarraçin, D. (2006). Forming attitudes that predict future behavior: A meta-analysis of the attitude-behavior relation. *Psychological Bulletin, 132*(5), 778-822. doi: 10.1037/0033-2909.132.5.778

- Horne, P. E., & Timmons, V. (2009). Making it work: Teachers' perspectives on inclusion. *International Journal of Inclusive Education*, 13, 273-286. doi: 10.1080/13603110701433964
- International Test Commission (2017). *The ITC guidelines for translating and adapting tests* (2nd ed.). Retrieved from www.intestcom.org/files/guideline_test_adaptation_2ed.pdf
- Jackson, D. L., Gillaspay, J., & Purc-Stephenson, R. (2009). Reporting practices in confirmatory factor analysis. *Psychological Methods*, 14, 6-23. doi: 10.1037/a0014694
- Jöreskog, K. G., & Sörbom, D. (1996). *LISREL 8: User's reference guide*. Chicago, IL: Scientific Software International.
- Kline, P. (2000). *The handbook of psychological testing* (2nd ed.) London: Routledge.
- Krosnick, J. A., Judd, C. M., & Wittenbrink, B. (2005). The measurement of attitudes. In D. Albarracín, B. T. Johnson, & M. P. Zanna (Eds.), *The handbook of attitudes* (pp. 21-76). New York: Psychology Press.
- Kunz, A., Luder, R., & Moretti, M. (2010). Die Messung von Einstellungen zur Integration (EZI). *Empirische Sonderpädagogik*, 2(3), 83-94. Repéré à www.psychologie-aktuell.com/fileadmin/download/esp/3-2010/kunz-20101201.pdf
- Larrivee, B., & Cook, L. (1979). Mainstreaming: A study of the variables affecting teacher attitude. *Journal of Special Education*, 13, 315-324. doi: 10.1177/002246697901300310
- MacFarlane, K., & Woolfson, L. M. (2013). Teacher attitudes and behavior toward the inclusion of children with social, emotional and behavioral difficulties in mainstream schools: An application of the theory of planned behavior. *Teaching and Teacher Education*, 29, 46-52. doi: 10.1016/j.tate.2012.08.006
- McGhie-Richmond, D., Irvine, A., Loreman, T., Cizman, J. L., & Lupart, J. (2013). Teacher perspectives on inclusive education in rural Alberta, Canada. *Canadian Journal of Education*, 36(1), 195-239. Retrieved from <https://eric.ed.gov/?id=EJ1002317>
- McGorry, S. Y. (2000). Measurement in a cross-cultural environment: Survey translation issues. *Qualitative Market Research: An International Journal*, 3, 74-81. doi: 10.1108/13522750010322070
- Mahat, M. (2008). The development of a psychometrically-sound instrument to measure teachers' multidimensional attitudes toward inclusive education. *International Journal of Special Education*, 23(1), 82-92. Retrieved from <https://eric.ed.gov/?id=EJ814377>
- Marsh, H. W., Hau, K. T., & Wen, Z. (2004). In search of golden rules: Comment on hypothesis-testing approaches to setting cutoff values for fit indexes and dangers in overgeneralizing Hu and Bentler's (1999) findings. *Structural Equation Modeling*, 11, 320-341. doi: 10.1207/s15328007sem1103_2
- Mastin, D. (2010). *General and special education teachers' attitudes toward inclusion of Down syndrome students* (Doctoral dissertation). Walden University: Minneapolis, MN. Retrieved from <https://eric.ed.gov/?id=ED514449>
- Mercer, S. H., & DeRosier, M. E. (2008). Teacher preference, peer rejection and student aggression: A prospective study of transactional influence and independent contributions to emotional adjustment and grades. *Journal of School Psychology*, 46(6), 661-685. doi: 10.1016/j.jsp.2008.06.006

- Monsen, J. J., Ewing, D. L., & Kwoka, M. (2014). Teachers' attitudes towards inclusion, perceived adequacy of support and classroom learning environment. *Learning Environments Research*, 17(1), 113-126. doi: 10.1007/s10984-013-9144-8
- Norwich, B. (1994). The relationship between attitudes to the integration of children with special educational needs and wider socio-political views: A US-English comparison. *European Journal of Special Needs Education*, 9, 91-106. doi: 10.1080/0885625940090108
- Nunnally, J. C., & Bernstein, I. H. (1994). *Psychometric theory*. New York: McGraw-Hill.
- Office fédéral de la statistique. (2018). *Enseignants selon l'année scolaire, le canton, le sexe et le degré de formation (écoles publiques) – en personnes* [Base de données interactives]. Repéré à [www.pxweb.bfs.admin.ch/pxweb/fr/px-x-1504000000_170/px-x-1504000000_170.px](http://www.pxweb.bfs.admin.ch/pxweb/fr/px-x-1504000000_170/px-x-1504000000_170/px-x-1504000000_170.px)
- Pallant, J. (2010). *SPSS survival manual*. Maidenhead, UK: Open University Press/McGraw-Hill.
- Rakap, S., & Kaczmarek, L. (2010). Teachers' attitudes towards inclusion in Turkey. *European Journal of Special Needs Education*, 25, 59-75. doi: 10.1080/08856250903450848
- Ross-Hill, R. (2009). Teacher attitude towards inclusion practices and special needs students. *Journal of Research in Special Educational Needs*, 9(3), 188-198. doi: 10.1111/j.1471-3802.2009.01135.x
- Santoli, S. P., Sachs, J., & Romey, E. A. (2008). A successful formula for middle school inclusion: Collaboration, time, and administrative support. *Research in Middle Level Education Online*, 32(2), 1-13. doi: 10.1080/19404476.2008.11462055
- Schwarz, N. (1999). Self-reports: How the questions shape the answers. *American Psychologist*, 54(2), 93-105. doi: 10.1037/0003-066X.54.2.93
- Scruggs, T. E., & Mastropieri, M. A. (1996). Teacher perceptions of mainstreaming/inclusion, 1958-1995: A research synthesis. *Exceptional Children*, 63, 59-74. doi: 10.1177/001440299606300106
- Sermier, R., Benoit, V., & Bless, G. (2011). Schulische Integration von Kindern mit einer geistigen Behinderung: Untersuchung der Entwicklung des Schulleistungen und der adaptiven Fähigkeiten, der Wirkung auf die Lernentwicklung der Mitschüler sowie der Lehrereinstellungen zur Integration. *Empirische Sonderpädagogik*, 3(4), 291-307. Repéré à www.pedocs.de/volltexte/2014/9329/pdf/ESP_2011_4_SermierDessemontet_Benoit_Bless_Schulische_Integration.pdf
- Smith, T. W. (2003). Developing comparable questions in cross-national surveys. In J. A. Harkness, F. J. R. Van de Vijver & P. P. Mohler (Eds.), *Cross-cultural survey methods* (Vol. 325, pp. 69-92). Hoboken, NJ: Wiley-Interscience.
- Soodak, L. C., Podell, D. M., & Lehman, L. R. (1998). Teacher, student, and school attributes as predictors of teachers' responses to inclusion. *The Journal of Special Education*, 31, 480-497. doi: 10.1177/002246699803100405
- Tabachnick, B. G., & Fidell, L. S. (2007). *Using multivariate statistics*. Boston, MA: Pearson.
- Talmor, R., Reiter, S., & Feigin, N. (2005). Factors relating to regular education teacher burnout in inclusive education. *European Journal of Special Needs Education*, 20, 215-229. doi: 10.1080/08856250500055735

- Trent, S. C., & Dixon, D. J. (2004). "My eyes were opened": Tracing the conceptual change of pre-service teachers in a special education/multicultural education course. *Teacher Education and Special Education, 27*(2), 119-133. Retrieved from <http://citeseerx.ist.psu.edu/viewdoc/download?doi=10.1.1.1028.7618&rep=rep1&type=pdf>
- Valls, M. et Bonvin, P. (2015). Auto-efficacité des enseignants en contexte d'inclusion scolaire : quels outils d'évaluation utiliser? *Mesure et évaluation en éducation, 38*(3), 1-47. doi: 10.7202/1036698ar
- Van de Vijver, F. J. R., & Leung, K. (1997). *Methods and data analysis for cross-cultural research* (Vol. 1). Thousand Oaks, CA: SAGE Publications.
- van Prooijen, J. W., & van der Kloot, W. A. (2001). Confirmatory analysis of exploratively obtained factor structures. *Educational and Psychological Measurement, 61*, 777-792. doi: 10.1177/00131640121971518
- Weiner, H. M. (2003). Effective inclusion: Professional development in the context of the classroom. *Teaching Exceptional Children, 35*(6), 12-18. doi: 10.1177/004005990303500602
- Werner, C., & Schermelleh-Engel, K. (2010). *Deciding between competing model: Chi-square difference tests*. Frankfurt: Goethe University. Retrieved from www.psychologie.uzh.ch/dam/jcr:ffffff-b371-2797-0000-00000fda8f29/chisquare_diff_en.pdf
- Wilczenski, F. L. (1995). Development of a scale to measure attitudes toward inclusive education. *Educational and Psychological Measurement, 55*(2), 291-299. doi: 10.1177/0013164495055002013
- Worthington, R. L., & Whittaker, T. A. (2006). Scale development research: A content analysis and recommendations for best practices. *The Counseling Psychologist, 34*, 806-838. doi: 10.1177/0011000006288127