Document generated on 07/07/2025 3:40 p.m.

Revue des sciences de l'éducation

L'échelle d'autoefficacité des enseignants: validation canadienne-française du *Teacher efficacy scale*

Marc Dussault, Paul Villeneuve and Colette Deaudelin

Volume 27, Number 1, 2001

URI: https://id.erudit.org/iderudit/000313ar
DOI: https://doi.org/10.7202/000313ar

See table of contents

Publisher(s)

Revue des sciences de l'éducation

ISSN

0318-479X (print)
1705-0065 (digital)

Explore this journal

Cite this article

Dussault, M., Villeneuve, P. & Deaudelin, C. (2001). L'échelle d'autoefficacité des enseignants: validation canadienne-française du *Teacher efficacy scale*. *Revue des sciences de l'éducation*, *27*(1), 181–194. https://doi.org/10.7202/000313ar

Article abstract

This article, as part of a number of studies on teacher's feelings of efficacy, reports on two studies whose aim is to translate the *Teacher efficacy scale* (Gibson and Dembo, 1984) into French and to validate this instrument which is the most often used to examine this concept. The method used was that inspired by Vallerand (1989). In the first study, reliability and internal consistency were examined : factor analyses were developed on data from a sample of future teachers. In the second study, factor analyses were developed on data from a sample of practicing teachers. The results provided information on the psychometric qualities of the French version of the *Teacher efficacy scale*.

Tous droits de reproduction, de traduction et d'adaptation réservés © Revue des sciences de l'éducation, 2001

This document is protected by copyright law. Use of the services of Érudit (including reproduction) is subject to its terms and conditions, which can be viewed online.

https://apropos.erudit.org/en/users/policy-on-use/

érudit

This article is disseminated and preserved by Érudit.

Érudit is a non-profit inter-university consortium of the Université de Montréal, Université Laval, and the Université du Québec à Montréal. Its mission is to promote and disseminate research.

https://www.erudit.org/en/

Revue des sciences de l'éducation, Vol. XXVII, nº 1, 2001, p. 181 à 194

L'échelle d'autoefficacité des enseignants : validation canadienne-française du *Teacher efficacy scale*

Marc Dussault
Professeur
Université du Québec à Trois-Rivières

Paul Villeneuve
Chercheur associé
Zins Beauchesne et associés

Colette Deaudelin
Professeure
Université du Québec à Trois-Rivières

Résumé – Cet article s'inscrit dans la foulée des recherches sur le sentiment d'autoefficacité des enseignants. Il rapporte deux études visant à traduire en langue française et à valider le *Teacher efficacy scale* (Gibson et Dembo, 1984), l'instrument le plus utilisé concernant ce concept. La méthode s'inspire de celle de Vallerand (1989). Dans une première étude, la stabilité temporelle et la consistance interne de l'instrument sont estimées : des analyses factorielles de type exploratoire sont réalisées sur des données provenant d'un échantillon de futurs enseignants. Dans une seconde étude, des analyses factorielles confirmatoires ont été faites sur des données issues d'un échantillon d'enseignants en exercice. Les résultats présentent une image probante des qualités psychométriques de la version française du *Teacher efficacy scale*.

Problématique

Au cours des quinze dernières années, de multiples études se sont intéressées à l'autoefficacité des enseignants. Gibson et Dembo (1984) définissent ce construit comme la croyance que l'enseignant a de sa capacité à influencer l'apprentissage des élèves. La théorie sociocognitive de Bandura (1977, 1982, 1997) fournit un cadre théorique pour l'étude de l'autoefficacité. Selon cette théorie, le sentiment

d'autoefficacité constitue la croyance que possède un individu en sa capacité de produire ou non une tâche (Bandura, 1982, 1993). Plus grand est le sentiment d'autoefficacité, plus élevés sont les objectifs que s'impose la personne et l'engagement dans leur poursuite (Bandura, 1982, 1993). Le sentiment d'autoefficacité est un construit multifactoriel (Bandura, 1977, 1997). Bandura établit une distinction entre les résultats tangibles et les attentes d'efficacité, de telle sorte que les gens peuvent croire que certaines actions vont produire certains résultats (attentes de résultats), mais s'ils ne se sentent pas capables d'exécuter ces actions, ils ne pourront ni les initier ni persister à les accomplir (attentes d'efficacité).

Appliquer à l'enseignement les deux facteurs du sentiment d'autoefficacité sont, selon Gibson et Dembo (1984), le sentiment d'efficacité générale et le sentiment d'efficacité personnelle de l'enseignant. Le sentiment d'efficacité personnelle est la croyance qu'un enseignant a en sa capacité à influencer les apprentissages des élèves. Il s'agit d'une forme d'évaluation personnelle. La seconde dimension, le sentiment d'efficacité générale, réside dans la croyance que le corps enseignant est capable d'apporter des changements chez les étudiants, en dépit des contraintes extérieures au milieu scolaire. Il s'agit de la croyance que les élèves sont éducables sans qu'aucune spécification concernant les individus responsables et la façon d'y arriver ne soit donnée (Ross, Bradley et Gadalla, 1996).

À la lumière de cette théorie, il est permis de croire que la qualité des interventions des enseignants est liée à leurs croyances quant à leur capacité de faire en sorte que les élèves apprennent. D'ailleurs, les études menées durant les quinze dernières années sur le sentiment d'autoefficacité des enseignants tendent à confirmer ce postulat. Elles montrent que plus grand est ce sentiment, plus les enseignants ont des croyances humanistes au travail (Enochs, Scharmann et Riggs, 1995 ; Woolfolk et Hoy, 1990), plus ils sont optimistes en classe (Woolfolk, Rosoff et Hoy, 1990) et meilleures sont leurs présentations de leçon, leur gestion de classe et les questions posées aux élèves (Saklofske, Michayluk et Randhawa, 1988). Les enseignants ayant un fort sentiment d'autoefficacité tendent à recourir moins rapidement à un spécialiste pour les enfants qui présentent des problèmes de comportements en classe. De plus, un sentiment plus grand d'autoefficacité des enseignants paraît lié à un plus grand engagement dans la profession (Coladarci, 1992). Guskey (1988) soutient que les enseignants qui manifestent un plus grand sentiment d'autoefficacité adoptent des attitudes plus positives à l'égard de l'implantation de nouvelles pratiques enseignantes et perçoivent moins les difficultés lors de cette implantation. Bref, comme le soulignent Rich, Lev et Fischer (1996), on peut supposer que le sentiment d'autoefficacité a un effet significatif sur la nature et la qualité du travail de l'enseignant et, par voie de conséquence, sur les élèves. De tels résultats incitent de plus en plus de chercheurs à s'intéresser au sentiment d'autoefficacité

des enseignants pour mieux comprendre et pour mieux expliquer leurs comportements professionnels.

Le *Teacher efficacy scale*[1] développé par Gibson et Dembo (1984) constitue l'un des instruments les plus utilisés dans les études sur le sentiment d'autoefficacité des enseignants (Enochs, Scharmann et Riggs, 1995 ; Saklosfske, Michayluk et Randhawa, 1988 ; Woolfolk et Hoy, 1990 ; Coladarci, 1992 ; Woolfolk, Rosoff et Hoy, 1990 ; Evans et Tribble, 1986 ; Minke, Bear, Deemer et Griffin 1996 ; Taylor et Tashakkori, 1995 ; Hoy et Woolfolk, 1993). Ce questionnaire a été traduit en coréen (Gorrell et Hwang, 1995), en allemand (Meijer et Foster, 1988) et en hébreu (Rich, Lev et Fischer, 1996). Son utilisation fréquente par les chercheurs pour mesurer l'autoefficacité des enseignants est justifiée en raison, d'une part, des conceptions théoriques qui le sous-tendent et, d'autre part, de ses qualités psychométriques.

L'échelle se compose de 16 énoncés où l'enseignant est appelé à indiquer son opinion sur une échelle Likert allant de 1 (Tout à fait en désaccord) à 6 (Tout à fait d'accord). Le sentiment d'efficacité personnelle est évalué à l'aide de neuf items (par exemple, Quand j'essaie vraiment, je peux venir à bout des élèves les plus difficiles) alors que sept items évaluent le sentiment d'efficacité générale (par exemple, La capacité d'apprendre d'un élève est essentiellement reliée aux antécédents familiaux). Plus le score est élevé à chacun des facteurs, plus le sentiment d'autoefficacité de l'enseignant est élevé. Gibson et Dembo (1984) rapportent, comme indice de fidélité du test, un coefficient alpha (Cronbach) de consistance interne égal à 0,79. Les analyses factorielles exploratoires menées par Gibson et Dembo (1984) montrent l'émergence de facteurs. Le premier facteur explique 18,2 % de la variance totale et le second facteur explique 10,6 % de la variance totale. Le premier facteur représente le sentiment d'efficacité personnelle de l'enseignant et équivaut à l'autoefficacité personnelle de Bandura. Le second facteur représente la croyance dans la capacité de l'enseignement d'exercer de l'influence sur l'apprentissage des élèves en dépit de l'environnement social et familial ; il s'agit du sentiment d'efficacité générale. Il correspond aux attentes de résultats de Bandura. De plus, Gibson et Dembo (1984) rapportent une corrélation de - 0,19 entre les deux facteurs. Saklofske *et al.* (1988), de leur côté, obtiennent une corrélation quasi nulle entre les deux facteurs ($r = 0,03$). Ces résultats suggèrent l'indépendance relative des deux construits tel que le suggère Bandura (1997).

Objectif

Selon nous, il n'existe actuellement aucune mesure française du sentiment d'autoefficacité des enseignants ayant fait l'objet d'évaluations métrologiques. Compte tenu de l'importance du concept, la traduction en langue française du

Teacher efficacy scale et sa validation deviennent nécessaires. Les deux études rapportées veulent donc contribuer à la validation transculturelle de cet instrument. À cette fin, le processus utilisé s'inspire des étapes proposées par Vallerand (1989).

La méthode de Vallerand (1989) offre plusieurs avantages. Outre le caractère opérationnel des étapes suggérées, le processus de traduction utilise, comme chez Haccoun (1987), la traduction inversée. Les étapes proposées permettent en outre de vérifier tant la stabilité temporelle que la consistance interne et la validité de construit de la version traduite. Aussi, Vallerand (1989) prend en compte la dimension culturelle, notamment lors de l'évaluation du prétest, et des sujets évaluent l'ambiguïté et la pertinence des items. De plus, pour vérifier la validité de construit de la version traduite, cette méthode préconise l'utilisation de l'analyse factorielle confirmatoire lorsque la validité de l'instrument original a été éprouvée à l'aide d'analyse factorielle (Vallerand, Guay et Blanchard, 2000).

Selon Vallerand (1989), la réalisation de traductions fidèles et valides en langue française passent par sept étapes qui sont 1) la préparation de la version préliminaire par traduction inversée, 2) l'évaluation et la modification de cette version par une approche de type comité, 3) l'évaluation de la version expérimentale par prétest, 4) l'évaluation de la validité concomitante et de contenu, 5) l'évaluation de la fidélité, 6) l'évaluation de la validité de construit, et 7) l'établissement des normes. L'étape 4 n'a pu être respectée à cause de la non-disponibilité de sujets bilingues pour évaluer la validité concomitante. Pour ce même motif, la technique par analyse d'énoncés que suggère Haccoun (1987) n'a pu être retenue. Par ailleurs, l'étape 7 ne se révélait pas utile puisque l'instrument sera employé à des fins de recherche plutôt qu'à des fins cliniques. En plus d'être non pertinente, cette étape exige un large échantillon sollicitant ainsi inutilement un nombre élevé d'enseignants.

Sont rapportés ici les résultats de deux études portant sur la cinquième et la sixième étapes de la méthode utilisée. Une première étude permet de vérifier la stabilité temporelle, la consistance interne et la validité de construit à l'aide d'une analyse factorielle exploratoire. Une seconde étude permet d'évaluer, à l'aide d'analyses factorielles confirmatoires, la structure factorielle de l'*Échelle d'autoefficacité des enseignants* (ÉAEE).

Première étude

Méthode

Participants – Un échantillon de 314 étudiants (289 femmes et 35 hommes) en formation des maîtres en adaptation scolaire (n = 58), en enseignement au préscolaire et au primaire (n = 178), ou en enseignement secondaire (n = 78) participent à celle-ci. Ils sont à mi-parcours de leurs études et leur âge moyen et de 22,2 ans. Parmi eux, 46 ont complété à deux reprises et à deux semaines d'intervalle, l'*Échelle d'autoefficacité des enseignants* afin d'en éprouver la stabilité temporelle.

Analyses – La fidélité de l'échelle a été éprouvée à l'aide de la corrélation test-retest et la consistance interne a été testée à partir des questionnaires complétés par les 314 participants à cette étude. Enfin, une analyse factorielle exploratoire a été faite sur les 16 items de l'échelle. À cette fin, une analyse factorielle en composantes principales comme procédure d'extraction avec rotation « varimax » a été effectuée.

Résultats – Les résultats figurent au tableau 1. Ce tableau montre que l'ÉAEE présente une bonne consistance interne (α = 0,71) et une bonne stabilité temporelle ($r_{test\text{-}retest}$ = 0,83). Les résultats de l'analyse factorielle exploratoire montrent que l'ÉAEE reproduit bien le modèle théorique à deux dimensions, sauf pour l'item 14 (Un enseignement de qualité peut venir à bout de l'influence du milieu familial sur l'élève) qui semble poser un problème. En effet, contrairement à la structure théorique, il est davantage corrélé avec les items du facteur « sentiment d'efficacité personnelle » qu'avec ceux du facteur « sentiment d'efficacité générale ». Un autre item semble aussi poser problème puisqu'il ne rencontre pas le seuil de rétention (0,32) que proposent Tabachnick et Fidell (2001) et que retient la présente étude (I16 Même un enseignant qui possède des habiletés à enseigner peut n'exercer aucune influence sur de nombreux étudiants). Cependant, il corrèle avec le facteur « sentiment d'efficacité générale » (0,24), mais pas avec le facteur « sentiment d'efficacité personnelle » (0,008). Enfin, le premier facteur explique 32,5 % de la variance totale et le second, 24 %. Par conséquent, la seconde étude du processus de validation prendra en compte l'item 16, mais ne prendra pas en compte l'item 14.

Tableau 1
Analyse factorielle exploratoire : stabilité temporelle ($r_{test\text{-}retest}$) et consistance interne (a) de l'échelle d'autoefficacité des enseignants

	Efficacité personnelle	Efficacité générale	Total
Q1	0,41		
Q2		0,49	
Q3		0,46	
Q4		0,53	
Q5	0,38		
Q6	0,68		
Q7	0,45		
Q8		0,68	
Q9	0,66		
Q10	0,58		
Q11		0,47	
Q12	0,44		
Q13	0,50		
Q14	0,40	-0,25	
Q15	0,45		
Q16	0,08		0,24
% variance		32,5	24,0
a			0,71
$r_{test\text{-}retest}$			0,83

Deuxième étude

Méthode

Participants – Les participants à cette étude sont 266 enseignants de 23 à 60 ans (moyenne d'âge = 41,7). Parmi ceux qui ont indiqué l'ordre d'enseignement, on en dénombre 25 au préscolaire, 129 au primaire, 91 au secondaire général et 18 en formation professionnelle. Cet échantillon compte 178 femmes et 88 hommes.

Les 15 items de l'ÉAEE retenus lors de la première étude ont été soumis à des analyses factorielles confirmatoires (version 5.6 du logiciel EQS ; Bentler, 1995). Dans ce type d'analyses, les spécialistes ne s'accordent pas encore sur la manière de calculer la taille minimale requise pour ces échantillons (Pedhazur et Pedhazur-Schmelkin, 1991). Toutefois, plusieurs auteurs s'entendent pour recommander le recrutement d'au moins 200 participants (Crocker et Algina, 1986) alors que d'autres suggèrent un ratio de 4 (Pedhazur et Pedhazur-Schmelkin, 1991), voire cinq répondants (Nunally, 1978) par item. Dans le cadre de cette étude, un échantillon supérieur à 200 participants a été retenue. Cette taille correspond à un très bon ratio répondants/items : 20,4 (326/16).

Modèles éprouvés – Afin de vérifier la validité du construit, il convient, selon Anderson et Gerbing (1988), de tester plus d'un modèle à l'aide d'analyse factorielle confirmatoire. L'étude utilise donc deux modèles. Le premier éprouve une structure à deux dimensions où chacun des items est lié aux deux facteurs de premier ordre auxquels ils correspondent. Ce modèle postule, comme dans la version originale anglaise, l'indépendance des deux facteurs de premier ordre. Le second modèle est identique au premier, si ce n'est qu'il postule la covariance entre les facteurs de premier ordre.

Analyses – Comme l'ont fait Brodeur, Valois, Dussault et Villeneuve (1999), nous avons utilisé plusieurs indices pour estimer l'adéquation des modèles proposés, soit le niveau de correspondance entre la matrice des estimés théoriques et la matrice des estimés empiriques : a) la statistique du chi-carré (χ^2), b) le rapport du chi-carré sur le nombre de degrés de liberté correspondant (χ^2/dl), c) l'indice d'adéquation comparatif (*Comparative Fit Index*, CFI), et d) la version modifiée de l'*Akaike Information Criterion* (*Consistent version of the AIC, CAIC*) tel que l'a proposé Bozdogan (1987).

Bentler (1995) précise qu'un chi-carré non significatif indique que le modèle proposé offre une représentation adéquate des données. Sur le plan statistique, un test du chi-carré significatif révèle que le modèle n'est pas adéquat pour l'échantillon à l'étude. Toutefois, il ressort qu'une valeur du chi-carré significative n'indique pas nécessairement que le modèle proposé ne reproduit pas adéquatement les données de l'échantillon, car la statistique du chi-carré est très sensible à la taille de l'échantillon (Bentler et Bonett, 1980 ; Marsh, Balla, et McDonald, 1988). En effet, la probabilité que la valeur d'un chi-carré soit significative augmente avec la taille de l'échantillon. Par contre, Hayduk (1987) montre que le rapport du chi-carré sur le nombre de degrés de liberté correspondant (χ^2/dl) permet de corriger, en partie, ce problème. Une valeur χ^2/dl plus petite que 5 signifie habituellement que les données s'ajustent bien au modèle théorique proposé (Jöreskog et Sörbom, 1993). Le CFI, de son côté, varie entre 0 et 1 et provient de la comparaison entre le modèle proposé et le modèle nul (où aucun lien n'est postulé entre les variables). Les modèles présentant un CFI supérieur à 0,90 sont généralement jugés comme adéquats (Schumacker et Lomax, 1996). Enfin, le CAIC est un coefficient important, car il tient compte à la fois du degré d'ajustement du modèle et du nombre de degrés de liberté pour estimer quel modèle semble le plus approprié, soit lequel devrait avoir les plus petites valeurs de CAIC (Bentler, 1995).

Résultats – Les moyennes et écarts-types de chacun des 15 items retenus sont présentés au tableau 2. Celui-ci permet de voir que le niveau d'accord des enseignants à l'égard des items appartenant à la dimension « sentiment d'efficacité

personnelle » est plus fort que le niveau d'accord des items appartenant à la dimension « sentiment d'efficacité générale ».

Le premier modèle éprouve une structure à deux dimensions où chacun des items est lié aux deux facteurs de premier ordre auxquels ils correspondent. Pour ce modèle, l'indice CFI rencontre les critères d'un bon ajustement des données (CFI = 0,89). De plus, il présente une valeur de 1,85 pour l'indice χ^2/dl et de - 341,02 pour le CAIC. En bref, bien que ce modèle obtienne un chi-carré significatif qui voudrait dire qu'il ne reproduit pas adéquatement les données, il rencontre les critères d'un bon ajustement. Il constitue donc une bonne représentation des données.

Le deuxième modèle propose une structure qui vérifie également une structure à deux facteurs de premier ordre mais postule une covariance entre les facteurs de premier ordre. Les résultats du tableau 3 révèlent que l'indice d'ajustement associé à ce modèle est bas en ce qui concerne le CFI (modèle 2 : CFI = 0,66 et CAIC = - 335,26). Par contre, le tableau montre aussi que ce modèle rencontre le critère d'un bon ajustement (χ^2/dl = 3,02). Ces résultats suggèrent, comme l'indique la valeur significative du chi-carré, que ce modèle à deux facteurs liés peut difficilement être jugé acceptable et que le premier modèle lui est supérieur.

Tableau 2
Moyennes et écarts-types des items du questionnaire de sentiment d'autoefficacité des enseignants (* = items inversés)

	Items	$\bar{x}$	σ
1.	Quand un élève fait mieux que d'habitude, c'est souvent parce que j'ai fait un petit effort supplémentaire.	3,67	1,18
2.*	Les heures passées dans ma classe ont peu d'influence sur les élèves comparativement à l'influence de leur milieu familial.	4,39	1,41
3.*	La capacité d'apprendre d'un élève est essentiellement reliée aux antécédents familiaux.	4,14	1,41
4.*	Si les élèves n'ont aucune discipline à la maison, ils n'accepteront probablement aucune discipline.	3,52	1,40
5.	Quand un élève a de la difficulté à faire un devoir, je suis habituellement en mesure de l'adapter à son niveau.	4,74	1,05
6.	Quand un élève obtient une meilleure note que d'habitude, c'est généralement parce que j'ai trouvé des moyens plus efficaces de lui enseigner.	4,19	0,98
7.	Quand j'essaie vraiment, je peux venir à bout des élèves les plus difficiles.	4,86	0,91
8.*	Ce qu'un enseignant peut accomplir est très limité parce que le milieu familial d'un élève a une grande influence sur son rendement scolaire.	3,79	1,26
9.	Quand les notes de mes élèves s'améliorent, c'est habituellement parce que j'ai trouvé des méthodes d'enseignement plus efficaces.	4,45	0,95
10.	Si un élève maîtrise rapidement un nouveau concept en mathématique, c'est peut-être parce que je connaissais les étapes nécessaires à l'enseignement de ce concept.	4,34	1,03
11.	Si les parents s'occupaient plus de leurs enfants, je pourrais faire plus moi-même.	3,28	1,29
12.	Si un élève ne se souvient pas des informations que j'ai transmises au cours précédent, je saurais quoi faire, au cours suivant, pour qu'il s'en rappelle.	4,86	0,97
13.	Si un élève dans ma classe est bruyant et dérange, j'ai l'assurance de connaître certaines techniques pour le rappeler à l'ordre.	4,80	1,00
14.	Si un de mes élèves était incapable de faire un devoir, je serais en mesure d'évaluer avec précision si le devoir était trop difficile.	4,56	1,03
15.	Même un enseignant qui possède des habiletés à enseigner peut n'exercer aucune influence sur de nombreux étudiants.	3,55	1,54

Tableau 3
Indices d'ajustement obtenus pour chacun des modèles théoriques éprouvés

Modèles	χ^2	dl	χ^2/dl	CFI	CAIC
M1	127,28	69	1,85	0,89	-341,02
M2	268,77	89	3,02	0,66	-335,26

En effet, les résultats montrent que les indices d'ajustement et de parcimonie du premier modèle sont supérieurs à ceux du second. En effet, le premier modèle présente des valeurs χ^2/dl plus petites que celles du deuxième modèle (1,85 < 3,02 pour l'indice χ^2/dl). De plus, la valeur du deuxième modèle n'approche pas le seuil recherché de 0,90, ce qui contribue aussi à appuyer la supériorité du premier modèle. Toutefois, la valeur de l'indice de parcimonie CAIC du premier modèle est similaire à celle du deuxième. Étant donné ces similitudes, il convient de vérifier les différences entre ces modèles.

Pour tester l'hypothèse selon laquelle le niveau d'adéquation du modèle théorique qui suppose l'indépendance des deux dimensions du questionnaire à l'étude est significativement différente du deuxième modèle qui suppose une dépendance entre les deux facteurs, les valeurs des chi-carrés de chacun des modèles sont comparées. Comme le souligne Byrne (1994), la différence entre deux distributions chi-carré suit elle-même une distribution chi-carré avec un nombre de degrés de liberté équivalant à la différence des degrés de liberté des deux modèles testés et peut, en conséquence, être testée statistiquement. Ainsi, les résultats de cette comparaison, qui apparaissent au tableau 4, suggèrent de rejeter l'hypothèse nulle selon laquelle les deux modèles testés sont identiques ($p < 0,01$). Le premier modèle constitue donc une meilleure représentation des données que le deuxième.

Tableau 4
Comparaison des distributions du χ^2 des modèles théoriques éprouvés

Modèles	χ^2	dl	$\Delta\ \chi^2$	Δ dl	P
M1	127,28	69	141,49	20,0	0,01
M2	268,77	89			

La solution standardisée du premier modèle est présentée à la figure 1. Elle montre notamment que l'item 6 (Quand un élève obtient une meilleure note que d'habitude, c'est généralement parce que j'ai trouvé des moyens plus efficaces de lui enseigner) et l'item 9 (Quand les notes de mes élèves s'améliorent, c'est habituellement parce que j'ai trouvé des méthodes d'enseignement plus efficaces) influencent le plus la dimension « sentiment d'efficacité personnelle », alors que l'item 12 (Si un élève ne se souvient pas des informations que j'ai transmises au cours précédent,

je saurais quoi faire au cours suivant pour qu'il se les rappelle) est celui qui contribue le moins à ce facteur. En ce qui concerne le facteur « sentiment d'efficacité générale », seul l'item 15 (Même un enseignant qui possède des habiletés à enseigner peut n'exercer aucune influence sur de nombreux étudiants) se distingue des autres en ce sens qu'il s'agit de l'item contribuant le moins au facteur. Les autres items présentent une contribution équivalente.

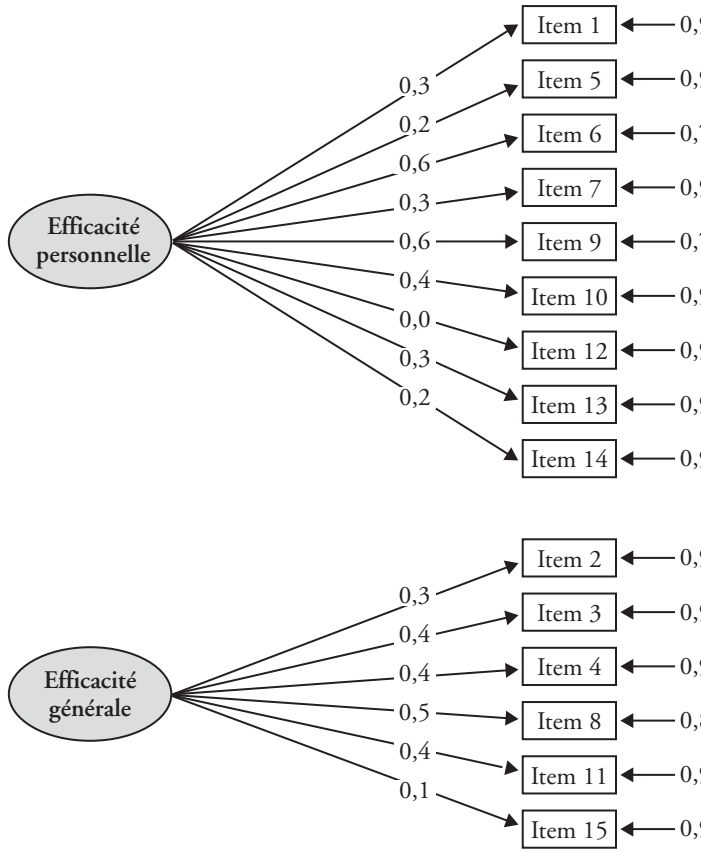

Figure 1 – Solution standardisée de l'analyse factorielle confirmatoire de l'échelle d'autoefficacité des enseignants

Conclusion

Cette étude visait à traduire et à valider en langue française le *Teacher efficacy scale* (Gibson et Dembo, 1984). Les résultats indiquent que le modèle où les deux facteurs de premier ordre (sentiment d'efficacité personnelle et sentiment d'efficacité générale) sont indépendants représente le mieux la structure factorielle de

l'échelle d'autoefficacité des enseignants. Les analyses factorielles réalisées sur les items de l'ÉAEE confirment dans une large mesure la validité de construit du test et mettent en relief le caractère bidimensionnel du concept d'autoefficacité, et ce, auprès d'étudiants en formation des maîtres et auprès d'enseignants en exercice. Ceci appuie le construit théorique de Bandura (1977, 1982, 1997) et les intentions de Gibson et Dembo (1984). En effet, les études qui vérifient la validité de la version anglaise (Coladarci et Fink, 1995 ; Gibson et Dembo, 1984 ; Saklofske *et al.*, 1988, par exemple) n'effectuent pas d'analyse factorielle confirmatoire. Dans cette perspective, en suggérant que l'ÉAEE produit des résultats qui confirment la structure théorique de la version anglaise, les résultats de la présente étude ajoutent à la valeur métrologique de cette dernière version. D'un point de vue scientifique, parce qu'il offre de bonnes qualités métrologiques, ce questionnaire pourra contribuer à décrire empiriquement le sentiment d'autoefficacité des enseignants. Cette description s'inscrira toujours, comme Bandura, dans une perspective néo-béhavioriste. Il pourrait être intéressant d'examiner la contribution d'autres cadres théoriques à l'étude du concept d'efficacité professionnelle perçue par l'individu. L'utilisation de l'ÉAEE dans les futures études aboutira certes à l'avancement des connaissances sur l'autoefficacité des enseignants. En somme, cette étude donne une image probante des qualités psychométriques de l'ÉAEE. Cependant, d'autres études devront être conduites afin de poursuivre l'exploration de la validité prédictive de l'instrument, puisqu'un processus de validation n'est jamais terminé et que tout instrument doit sans cesse être éprouvé.

Note

1. La traduction et l'adaptation canadienne-française du *Teacher efficacy scale* ont été produites avec la permission des auteurs Gibson et Dembo. Cette recherche a été rendue possible grâce à une subvention du FCAR.

Abstract – This article, as part of a number of studies on teacher's feelings of efficacy, reports on two studies whose aim is to translate the *Teacher efficacy scale* (Gibson and Dembo, 1984) into French and to validate this instrument which is the most often used to examine this concept. The method used was that inspired by Vallerand (1989). In the first study, reliability and internal consistency were examined : factor analyses were developed on data from a sample of future teachers. In the second study, factor analyses were developed on data from a sample of practicing teachers. The results provided information on the psychometric qualities of the French version of the *Teacher efficacy scale*.

Resumen – Este artículo se inscribe dentro de la línea de trabajos sobre la percepción de autoeficiencia que los docentes tienen de su propio desempeño. Analiza, dentro de este contexto, dos trabajos realizados sobre la traducción francesa y su validación del *Teacher efficacy scale* (Gibson et Dembo, 1984), como instrumento mas utilizado para estudiar la autoeficiencia. En el primer estudio, son evaluadas la estabilidad temporal y la consis-

tencia interna del instrumento por medio de análisis factoriales exploratorios realizados sobre datos provenientes de una muestra de futuros docentes. En el segundo trabajo, se presentan análisis factoriales de confirmación sobre datos extraídos de una muestra de docentes en ejercicio. Los resultados obtenidos probarían las cualidades psicométricas de la versión francesa del instrumento estudiado.

Zusammenfassung – Dieser Artikel gehört zum Forschungsbereich, der sich mit der Selbsteinschätzung der Lehrer beschäftigt. Es werden zwei Studien vorgestellt, die zum Ziel haben, die *Teacher efficacy scale* (Gibson und Dembo, 1984), eines der wichtigsten Arbeitsinstrumente in diesem Zusammenhang, ins Französische zu übersetzen und einer Wertung zu unterziehen. Die verwendete Methodik lehnt sich an Vallerand (1989) an. In einem ersten Ansatz werden die Zeitstabilität und interne Konsistenz des Instruments einer kritischen Prüfung unterzogen: Die exploratorische Faktorenanalyse stützte sich dabei auf Daten, die an Lehramtskandidaten ermit-telt wurden. Im zweiten Ansatz wurden zur Bestätigung Faktoren analysiert, die an bereits im Amt befindlichen Lehrern ermitteln wurden. Aus den Ergebnissen ergibt sich ein überzeu-gendes Bild der psychometrischen Qualitäten der französischen Fassung der *Teacher efficacy scale*.

Références

Anderson, J.C. et Gerbing, D.W. (1988). Structural equation modeling in practice : A review and recommended two-step procedure. *Psychological Bulletin*, *103*, 411-423.

Bandura, A. (1977). Self-efficacy : Toward a unifying theory of behavioral change. *Psychological Review*, *84*(2), 191-215.

Bandura, A. (1982). Self-efficacy mechanism in human agency. *American Psychologist*, *37*(2), 122-147.

Bandura, A. (1993). Perceived self-efficacy in cognitive development and functioning. *Educational Psychologist*, *28*(2), 117-148.

Bandura, A. (1997). *Self-Efficacy : The Exercice of Control*. New York, NY : W.H. Freeman and Co.

Bentler, P.M. (1995). *EQS structural equations program manual*. Encino, CA : Multivariate Software.

Bentler, P.M. et Bonett, D.G. (1980). Significance tests and goodness-of-fit in the analysis of covariance structures. *Psychological Bulletin*, *88*, 588-606.

Brodeur, M., Valois, P., Dussault, M. et Villeneuve, P. (1999). Validation d'un questionnaire sur les croyances et les pratiques d'enseignants de la maternelle à propos d'habiletés phonologiques. *Revue canadienne de l'éducation*, *24*, 17-29.

Bozdogan, H. (1987). Model selection and Akaike's information criterion (AIC) : The general theory and its analytical extentions. *Psychometrika*, *3*, 345-370.

Byrne, B.M. (1994). *Structural equation modeling with EQS and EQS/Windows*. Thousand Oaks, CA : SAGE Publications.

Coladarci, T. (1992). Teachers' sense of efficacy and commitment to teaching. *Journal of Experimental Education*, *60*(4), 323-337.

Coladarci, T. et Fink, D.R. (1995). *Correlations among measures of teacher efficacy : Are they measuring the same thing?* Communication présentée au congrès annuel de l'American Educational Research Association, San Francisco.

Crocker, L. et Algina, J. (1986). *Introduction to classical and modern test theory.* New York, NY : CBS College Publishing.

Enochs, L.G., Scharmann, L.C. et Riggs, I.M. (1995). The relationship of pupil control to preservice elementary science teacher self-efficacy and outcomes expectancy. *Science Education*, *79*(1), 63-75.

Evans, E.D. et Tribble, M. (1986). Perceived teaching problems, self-efficacy, and commitment to teaching among preservice teachers. *Journal of Educational Research*, *80*(2), 81-85.

Gorrell, J. et Hwang, Y.S. (1995). A study of efficacy beliefs among preservice teachers in Korea. *Journal of Research and Development in Education*, *28*(2), 101-105.

Gibson, S. et Dembo, M.H. (1984). Teacher efficacy : A construct validation. *Journal of Educational Psychology*, *76*(4), 569-582.

Guskey, T.R. (1988). Teacher efficacy, self-concept, and attitudes towards the implementation of instructional innovation. *Teaching and Teacher Education*, 63-69.

Haccoun, R.R. (1987). Une nouvelle technique de vérification de l'équivalence de mesures psychologiques traduites. *Revue québécoise de psychologie*, *8*, 30-39.

Hayduk, L.A. (1987). *Structural equation modeling with LISREL : Essentials and advances.* Baltimore, PA : Johns Hopkins.

Hoy, W.K. et Woolfolk, A.E. (1993). Teachers' sense of efficacy and the organizational health of schools. *The Elementary School Journal*, *93*(4), 355-372.

Jöreskog, K.G. et Sörbom, D. (1993). *LISREL 8 : User's reference guide.* Chicago, IL : Scientific Software.

Marsh, H. W., Balla, J.R. et McDonald, R.P. (1988). Goodness-of-fit indexes in confirmatory factor analysis : The effect of sample size. *Psychological Bulletin*, *103*, 391-411.

Meijer, C.J.W. et Foster, S.F. (1988). The effect of teacher self-efficacy on referral chance. *The Journal of Special Education*, *22*(3), 378-385.

Minke, K.M., Bear, G.G., Deemer, S.A. et Griffin, S.M. (1996). Teachers' experience with inclusive classrooms : implications for special education reform. *The Journal of Special Education*, *30*(1), 152-186.

Nunally, J.C. (1978). *Psychometric theory* (2e édition). New York, NY : McGraw-Hill.

Pedhazur, E.J. et Pedhazur-Schmelkin, L. (1991). *Measurement, design, and analysis : An integrated approach.* Hillsdale, NJ : Lawrence Erlbaum.

Rich, Y., Lev, S. et Fischer, S. (1996). Extending the concept and assessment of teacher efficacy. *Educational and Psychological Measurement*, *6*, 1015-1025.

Ross, J.A., Bradley, J. et Gadalla, T. (1996). Within-teacher predictors of teacher efficacy. *Teaching and Teacher Education*, *12*(4), 385-400.

Saklofske, D.H., Michayluk, J.O. et Randhawa, B.S. (1988). Teachers' efficacy and teaching behaviors, *Psychological Report*, *63*, 407-414.

Schumacker, R.E. et Lomax, R.G. (1996). *A beginner's guide to structural equation modeling.* Mahwah, NJ : Lawrence Erlbaum.

Tabachnick, B.G. et Fidell, L S. (2001). *Using multivariate statistics* (4rd ed.). Boston, MA : Allyn and Bacon.

Taylor, D.L. et Tashakkori, A. (1995). Decision participation and school climate as predictors of job satisfaction and teachers' sense of efficacy. *Journal of Experimental Education*, *63*(3), 217-230.

Vallerand, R.J. (1989). Vers une méthodologie de validation transculturelle de questionnaires psychologiques : implications pour la recherche en langue française. *Canadian Psychology / Psychologie canadienne*, *30*(4), 662-680.

Vallerand, R.J., Guay, F. et Blanchard, C. (2000). Les méthodes de mesure verbales en psychologie. *In* R.J. Vallerand et U. Hess (dir.), *Méthodes de recherche en psychologie* (p. 241-284). Montréal : Gaëtan Morin Éditeur.

Woolfolk, A.E. et Hoy, W.K. (1990). Prospective teachers' sense of efficacy and beliefs about control. *Journal of Educational Psychology*, *82*(1), 81-91.

Woolfolk, A.E., Rosoff, B. et Hoy, W.K. (1990). Teachers' sense of efficacy and their beliefs about managing students. *Teaching and Teacher Education*, *6*, 137-148.