

Validation de la version canadienne-française du Life Orientation Test—Revised

Christiane Trottier
Université Laval

Geneviève Mageau
Université de Montréal

Pierre Trudel
Université d'Ottawa

Wayne R. Halliwell
Université de Montréal

Le Life Orientation Test—Revised (LOT-R) est utilisé pour évaluer la disposition à l'optimisme. Ce test est toutefois en anglais et est issu de la culture américaine, ce qui rend difficile son utilisation pour les recherches sur l'optimisme auprès de la population canadienne-française. Après avoir procédé à la traduction en langue française du LOT-R et à l'évaluation de l'équivalence transculturelle, la version canadienne-française a été administrée à 204 étudiants universitaires francophones. La mesure de cohérence interne a révélé un coefficient de 0,76, ce qui s'avère satisfaisant et comparable au coefficient de 0,78 obtenu par Scheier et al. La procédure test-retest, avec un intervalle de cinq semaines, a indiqué une stabilité temporelle très acceptable de 0,74 ($p < 0,001$). Les analyses factorielles confirmatoires ont permis de conclure que la version canadienne-française du LOT-R possède une structure similaire à la version originale de l'instrument, soit un modèle à un facteur permettant aux termes d'erreurs des énoncés positifs de corrélérer entre eux. La version canadienne-française du LOT-R peut maintenant être utilisée en recherche au même titre que la version originale anglaise.

Mots-clés : disposition à l'optimisme, LOT-R, traduction, équivalence transculturelle

En psychologie, Michael Scheier et Charles Carver s'intéressent au concept d'optimisme depuis plus d'une vingtaine d'années. D'après la théorie que proposent ces chercheurs, les optimistes abordent la vie d'une manière différente des pessimistes, car ils¹ tendent à avoir des attentes positives face à l'avenir, c'est-à-dire à croire qu'il leur arrivera plus de bonnes choses que de mauvaises. À l'inverse, les pessimistes sont portés à avoir des attentes négatives face à l'avenir (Scheier & Carver, 1985, 1992; Scheier, Carver & Bridges, 2002). Selon Scheier et Carver, la disposition à l'optimisme, basée sur les attentes générales des personnes, est un trait relativement stable de la personnalité qui influe grandement sur la façon dont les gens régularisent leurs actions face à des difficultés ou à des situations stressantes. Plus précisément, ces chercheurs perçoivent les attentes des gens comme étant un facteur

déterminant dans l'apparition de deux classes générales de comportements : continuer à fournir des efforts, ou abandonner et changer de direction. Ils mentionnent également que les optimistes savent persévérer et affronter les problèmes auxquels ils sont confrontés. Plutôt que d'ignorer les difficultés, ils acceptent la réalité, effectuent les démarches nécessaires pour résoudre leurs problèmes et trouvent des solutions pour améliorer leur sort. Par conséquent, les optimistes maîtrisent avec plus de facilité les événements difficiles et stressants, qui ont ainsi sur eux des répercussions physiques et émotionnelles moins grandes que sur les pessimistes. Bref, les optimistes semblent être totalement engagés dans leur vie; ils donnent le meilleur d'eux-mêmes et persèverent dans l'adversité.

Afin d'évaluer l'optimisme, Scheier et Carver (1985) ont créé le Life Orientation Test (LOT). Quelques années plus tard, ce test a été révisé (LOT-R; Scheier, Carver & Bridges, 1994) dans le but d'éliminer deux énoncés de la version originale qui faisaient davantage référence aux styles d'adaptation qu'aux attentes positives face à l'avenir. Une corrélation de 0,95 a été établie entre les deux versions (Scheier et al., 1994). Le LOT-R comprend six énoncés d'évaluation personnelle ainsi que quatre énoncés inclus à titre de leurres. Les énoncés d'évaluation personnelle traitent spécifiquement des attentes générales des gens à l'égard des conséquences positives (trois énoncés) ou négatives (trois énoncés). À l'aide d'une échelle allant de zéro

Christiane Trottier, Département d'éducation physique, Université Laval, Québec, Canada; Geneviève Mageau, Département de psychologie, Université de Montréal, Montréal, Canada; Pierre Trudel, École des sciences de l'activité physique, Université d'Ottawa, Ottawa, Canada; Wayne R. Halliwell, Département de kinésiologie, Université de Montréal, Montréal, Canada.

Les auteurs remercient monsieur Michael Scheier d'avoir donné son accord pour le projet de traduction et de validation d'une version canadienne-française du LOT-R.

Toute correspondance concernant le présent article doit être adressée à Christiane Trottier, Département d'éducation physique, 2300, rue de la Terrasse, Pavillon de l'Éducation physique et des sports, bureau 2208, Université Laval, Québec (Québec) G1V 0A6, Canada. Courriel : christiane.trottier@fse.ulaval.ca

¹ Dans le présent article, par souci de lisibilité et pour éviter d'alourdir le texte, le masculin est utilisé comme genre neutre.

(totalement en désaccord) à quatre (totalement d'accord), les personnes doivent répondre aux questions du test en se basant sur leur expérience personnelle. Pour ce qui est du système de notation du LOT-R, l'évaluation de l'optimisme s'obtient d'abord en inversant l'échelle pour les trois énoncés négatifs. Ensuite, pour obtenir une note globale, on additionne le résultat des six énoncés. Précisons que les quatre énoncés inclus à titre de leurres ne comptent pas dans le résultat du test. Ainsi, le résultat au LOT-R peut se situer de 0 à 24.

Dans le but de préciser les qualités psychométriques du LOT-R, Scheier et al. (1994) ont d'abord réalisé des analyses factorielles exploratoires avec les données obtenues auprès de 2055 étudiants. Plus précisément, les chercheurs ont effectué une analyse en composantes principales où le nombre de facteurs retenus pour la solution finale a été déterminé en établissant à 1,0 la valeur propre (eigenvalue) critique. L'analyse a révélé que les six énoncés du LOT-R ne forment qu'un facteur, expliquant à lui seul 48,1 % de la variance totale du test. Ensuite, Scheier et al. ont soumis leurs données à des analyses factorielles confirmatoires à l'aide du logiciel Lisrel VI (Jöreskog & Sörbom, 1986). Après avoir testé l'ajustement de plusieurs modèles, les chercheurs sont arrivés à la conclusion que le modèle à un facteur qui permet aux termes d'erreurs des énoncés positifs de corrélérer entre eux s'avère une solution optimale tant sur le plan théorique qu'empirique.

Pour ce qui a trait à la fidélité de l'instrument, Scheier et al. (1994) ont obtenu pour les six items un alpha de Cronbach de 0,78, ce qui suggère que le LOT-R possède un niveau de cohérence interne acceptable. Pour vérifier la stabilité de l'instrument, les auteurs ont administré le LOT-R à quatre groupes d'étudiants à deux moments distincts. Le premier groupe ($N = 96$) a été testé une seconde fois 4 mois après; le deuxième ($N = 96$), 12 mois après; le troisième ($N = 52$), 24 mois après, et le quatrième ($N = 21$), 28 mois après. Les corrélations test-retest obtenues pour les quatre groupes étaient de 0,68, de 0,60, de 0,56 et de 0,79 respectivement, ce qui indique que le LOT-R est relativement stable à long terme. Finalement, afin d'obtenir les normes pour l'instrument de mesure, Scheier et al. ont calculé des moyennes et des écarts-types distincts pour chaque sexe. La moyenne des étudiantes s'établissait à 14,42 ($\hat{E}.T. = 4,12$), ce qui est légèrement supérieur à la moyenne obtenue par les étudiants, soit 14,28 ($\hat{E}.T. = 4,33$). Dans l'ensemble, sans tenir compte du sexe, les étudiants ont obtenu en moyenne 14,33 ($\hat{E}.T. = 4,28$) au LOT-R.

Globalement, d'après les qualités psychométriques du LOT-R rapportées par Scheier et al. (1994), il semble que cet instrument de mesure ait une fidélité et une validité acceptables.

Actuellement, il est toutefois difficile pour les chercheurs d'expression française de poursuivre l'exploration de l'optimisme dans les milieux francophones, car le LOT-R est rédigé en anglais et est issu de la culture américaine. Dans le but de combler ce manque, deux études ont été réalisées. La première visait à effectuer la traduction en français et l'évaluation de l'équivalence transculturelle du LOT-R. La deuxième consistait à analyser les qualités psychométriques de la version française du LOT-R. Les méthodes adoptées pour la réalisation de ces deux études reposaient sur les travaux en recherche transculturelle de Brislin (1970, 1980; Brislin, Lonner & Thorndike, 1973), de Spielberger et Sharma (1976), et sur ceux de Vallerand (1989; Vallerand & Halliwell, 1983).

Étude 1

Cette étude consistait à établir une traduction en français du LOT-R (Scheier et al., 1994) et à vérifier la validité de contenu de la version traduite. L'équivalence transculturelle a également été examinée auprès d'une population d'athlètes de niveau de compétition provincial ou plus élevé en utilisant la méthodologie de Brislin (1970). Le but de cette étude était d'obtenir une version du LOT-R en langue française dont les qualités psychométriques étaient au moins aussi bonnes que celles de la version originale anglaise de l'instrument.

Méthodologie

Le LOT-R a été traduit en français selon trois étapes inspirées du processus de validation transculturelle établi par Vallerand (1989; Vallerand & Halliwell, 1983) et de celui de Spielberger et Sharma (1976). La première étape, l'établissement de versions préliminaires, a été réalisée grâce à la technique de traduction inversée. Quatre experts versés dans le domaine de la psychologie ont participé à cette phase. Deux d'entre eux ont, dans un premier temps, procédé à la traduction française du LOT-R. Les deux autres experts, qui ne disposaient pas de la version originale du test, ont ensuite retraduit en anglais les deux versions françaises obtenues.

Afin d'obtenir une évaluation objective et précise des versions préliminaires, un comité composé de quatre experts provenant du milieu universitaire a été formé pour la deuxième étape. Ainsi, deux psychologues, un expert linguiste et un psychoéducateur ont comparé les traductions inversées anglaises aux items de la version originale anglaise pour en juger l'exactitude. Ils ont ensuite analysé et évalué les deux traductions inversées françaises dans le but d'obtenir une version française unique respectant les propriétés linguistiques de la langue. Finalement, le comité d'experts a évalué la validité de contenu de la version française en confirmant que ses items semblaient mesurer véritablement les mêmes aspects de l'optimisme que la version originale de l'instrument.

Au cours de la troisième étape, un prétest a été réalisé dans le but de s'assurer que les items de la version française du test étaient clairs, sans ambiguïtés et rédigés dans un langage adapté à la population cible. En suivant les consignes de Vallerand (1989), un groupe d'athlètes ($N = 13$) a évalué la clarté des items de la version française du LOT-R d'après une échelle de sept points. Afin de cerner les ambiguïtés dans la traduction française du LOT-R, les participants ont eu comme consigne d'encercler directement sur leur exemplaire du test les mots ou les groupes de mots qu'ils trouvaient ambigus. Le LOT-R français a obtenu une moyenne globale de 6,49 ($\hat{E}.T. = 0,97$) pour l'ensemble de ses items, un résultat qui indique qu'il ne comportait pas d'items problématiques. La version canadienne-française du LOT-R se trouve en annexe.

L'équivalence transculturelle de la version canadienne-française du LOT-R a été évaluée selon les recommandations de Brislin (1970). À cette fin, des participants ont été sélectionnés selon quatre critères bien précis. Premièrement, tous les participants devaient être Canadiens, c'est-à-dire être nés au Canada et avoir comme langue maternelle le français ou l'anglais. Deuxièmement, tous les athlètes devaient pratiquer leur sport à un niveau de compétition provincial ou plus élevé. Troisièmement, ils devaient

être âgés d'au moins 14 ans. Quatrièmement, tous devaient être parfaitement bilingues. Mentionnons que le niveau de bilinguisme des participants a été établi selon la méthode Gonzalez-Reigosa (1976), modifiée par Vallerand et Halliwell (1983).

L'échantillon initial était composé de 117 athlètes; après l'évaluation du niveau de bilinguisme de l'ensemble des répondants, 18 participants ont dû être éliminés de l'étude, car ils n'atteignaient pas le seuil requis. Trois autres sujets ont été éliminés, car ils n'avaient pas répondu à tous les items du test. Ainsi, l'échantillon final de participants était composé de 96 athlètes dont l'âge moyen était de 20,01 ans ($\bar{E.T.} = 5,91$); ils avaient de 14 à 38 ans. Les athlètes ont été aléatoirement assignés à l'un des quatre modes de passation du test, comme le suggère la technique de l'évaluation de l'équivalence transculturelle de Brislin (1970). Plus précisément, les athlètes assignés au Mode 1 devaient répondre au test en anglais; les athlètes assignés au Mode 2 devaient répondre au test en français; les athlètes assignés au Mode 3 devaient faire la version du test dont la première moitié des items était en anglais et la deuxième, en français. Enfin, les athlètes assignés au Mode 4 devaient effectuer la version du test dont la première moitié des items était en français, et la deuxième, en anglais. Tous les participants ont donc répondu aux six items du LOT-R; seule la langue des items variait d'un groupe à l'autre.

Comme l'évaluation de l'équivalence transculturelle utilisée dans cette étude était basée sur une technique bien précise, à savoir celle de Brislin (1970), il importe de préciser de quelle façon les analyses statistiques ont été effectuées. En fait, l'idée de base du schème expérimental de Brislin pour l'évaluation de l'équivalence transculturelle repose sur deux prédictions : la première indique que les moyennes et les écarts-types seront égaux pour les quatre groupes; la deuxième porte sur les coefficients d'équivalence des moitiés (split-half reliability). À cet égard, Brislin précise en premier lieu qu'un coefficient « élevé » d'équivalence des moitiés pour les groupes 1 et 2, qui reçoivent une seule version linguistique, représente un indice satisfaisant de la cohérence interne des tests. En deuxième lieu, Brislin souligne qu'un coefficient « élevé » d'équivalence des moitiés pour les groupes 3 et 4 révèle l'équivalence linguistique des tests. Le coefficient d'équivalence des moitiés est calculé au moyen des items pairs et impairs. Plus précisément, la première moitié est composée des items pairs, et la deuxième, des items impairs.

Voici les cinq étapes de la technique de Brislin qui ont été réalisées afin de procéder à l'évaluation de l'équivalence transculturelle du LOT-R : 1) le calcul et la comparaison de la moyenne et de l'écart-type du résultat global pour chaque groupe; 2) la comparaison des moyennes et des écarts-types aux normes de l'instrument de mesure original; 3) le calcul des coefficients d'équivalence des moitiés pour chaque groupe; 4) la comparaison des coefficients d'équivalence des groupes 1 et 2 (indice de cohérence interne); 5) la comparaison des coefficients d'équivalence des groupes 3 et 4 (équivalence linguistique). De plus, à la suggestion de Vallerand (1989) et afin de parfaire les comparaisons et les évaluations proposées par Brislin, une analyse statistique comparative a aussi été faite, soit l'analyse de variance avec comparaison a posteriori suivant le procédé de Scheffé. Par ailleurs, étant donné qu'il n'y a aucun test statistique conçu spécialement pour la comparaison des coefficients d'équivalence des moitiés, Lemay (1991) suggère que les coefficients soient traités comme des corrélations et propose d'appliquer le test de différences entre coef-

ficients de corrélation provenant d'échantillons indépendants. Le test utilisant la transformation de Fisher (1921) a donc été utilisé afin de calculer les différences entre les coefficients d'équivalence des moitiés des quatre groupes.

Résultats

Les moyennes des groupes allaient de 15,18 à 17,57, et les écarts-types allaient de 3,11 à 4,06 (voir le Tableau 1). Ces données sont très semblables à celles de Scheier et al. (1994), lesquels ont obtenu une moyenne de 14,33 et un écart-type de 4,28. L'analyse de variance réalisée sur les pointages totaux des participants n'a pas révélé de différence significative entre les quatre groupes – $F(3, 89) = 1,842; p > 0,10$ –, ce qui indique un indice d'équivalence entre la version française du LOT-R et la version originale anglaise du test. Pour ce qui a trait à l'équivalence des moitiés, les coefficients des groupes 1 à 4 étaient respectivement de 0,724, de 0,699, de 0,893 et de 0,706². Sur le plan de la comparaison des coefficients d'équivalence de tous les groupes, aucune différence statistiquement significative n'a été trouvée au seuil $p < 0,10$, ce qui donne lieu de considérer les tests comme équivalents. La traduction et l'évaluation transculturelle du LOT-R selon la technique de Brislin (1970) ont donc permis d'obtenir une version canadienne-française de l'instrument qui est équivalente à la version originale anglaise. En l'occurrence, il semble que la version canadienne-française du LOT-R mesure le même contenu que la version originale de cet instrument.

Étude 2

Le but de cette deuxième étude était de vérifier certaines qualités psychométriques de la version française du LOT-R, dont l'indice de cohérence interne, la fidélité test-retest et la structure factorielle du test. Pour être en accord avec les résultats obtenus par Scheier et al. (1994), ceux de la version canadienne-française du LOT-R devaient témoigner d'un indice de cohérence interne satisfaisant de même qu'une solution factorielle à un facteur qui permet aux termes d'erreurs des énoncés positifs de corrélérer entre eux.

Méthodologie

Cette étude a fait appel à la participation de 204 étudiants de premier cycle du Département de kinésiologie de l'Université de Montréal. L'âge moyen du groupe était de 21,61 ans ($\bar{E.T.} = 2,94$); les répondants étaient âgés de 19 à 44 ans. Le français était la langue maternelle de l'ensemble des répondants. Tous les par-

² Étant donné le nombre limité d'items, il est probable que la composition des différentes moitiés du LOT-R ait limité la valeur des coefficients d'équivalence des moitiés obtenus. En effet, comme il est impossible de former, au moyen d'un test de six items, deux moitiés équivalentes avec le même nombre d'items formulés positivement et négativement, il se peut que les différents patrons de réponses associés à la formulation positive et négative des items aient limité les coefficients d'équivalence obtenus. Ce phénomène ne semble toutefois pas avoir eu un effet important dans la présente étude puisque tous les coefficients d'équivalence des moitiés étaient acceptables. De plus, à titre informatif, les alphas de Cronbach calculés à partir de l'ensemble des items étaient également acceptables, soit de 0,75, de 0,70, de 0,73 et de 0,68, pour les groupes 1 à 4, respectivement.

Tableau 1
Moyennes, écarts-types et coefficients d'équivalence des moitiés du LOT-R

	Groupe 1 (n = 21) version anglaise complète			Groupe 2 (n = 41) version française complète		
	M	É.T.	r	M	É.T.	r
Résultat global	17,38	3,74	0,724	15,77	4,06	0,699
	Groupe 3 (n = 14) version française- française			Groupe 4 (n = 17) version française- anglaise		
	M	É.T.	r	M	É.T.	r
Résultat global	17,57	3,11	0,893	15,18	3,80	0,706

participants ont répondu au test avant le début d'un cours dans une salle de classe. Cinq semaines plus tard, le test a été administré de nouveau aux mêmes participants, et ce, dans les mêmes conditions afin d'évaluer la stabilité temporelle de l'instrument. Au total, 142 participants, dont l'âge moyen était de 21,48 ans ($\bar{E.T.} = 2,55$), ont répondu à deux reprises à la version française du LOT-R.

Résultats

Au premier temps de mesure, la moyenne globale des participants au LOT-R était de 16,62 ($\bar{E.T.} = 3,75$), ce qui est similaire aux moyennes obtenues dans l'étude 1. De plus, les analyses statistiques ont révélé un coefficient de cohérence interne de 0,76, avec une erreur-type de mesure de 1,84. Le coefficient de cohérence interne était satisfaisant et comparable à l'indice de fidélité obtenu par Scheier et al. (1994), qui était de 0,78. Par ailleurs, le coefficient de fidélité test-retest obtenu était de 0,74, ce qui suggère une stabilité temporelle acceptable de l'instrument en français, tout comme sa version originale.

Ensuite, dans l'intérêt de la présente étude, des analyses factorielles exploratoires et confirmatoires ont été réalisées (Briggs & Cheek, 1986; Kim & Mueller, 1978; Stevens, 1996). Il s'agissait principalement de reproduire les résultats de Scheier et al. (1994) en utilisant la même méthode statistique que ces chercheurs. En premier lieu, la matrice de corrélations Pearson inter-énoncés a été examinée afin de s'assurer que les données étaient appropriées aux analyses factorielles. Le déterminant de la matrice de corrélations obtenu a été de 0,276. Comme ce résultat est supérieur à zéro, il est possible d'affirmer qu'il n'y a pas de redondance dans l'ensemble des questions du LOT-R. En d'autres mots, aucun item du LOT-R ne semble pouvoir être entièrement expliqué par les autres énoncés du test. Ensuite, une mesure d'adéquation de l'échantillon de Kaiser-Meyer-Olkin (KMO) de 0,803 a été obtenue. De plus, afin d'appuyer le résultat de la mesure KMO, le test de sphéricité de Bartlett a été effectué; celui-ci a confirmé que les données pouvaient être soumises à des analyses factorielles exploratoires. De façon analogue à Scheier et al. (1994), l'extraction de facteurs a été réalisée selon la méthode des composantes principales. Le nombre de facteurs retenus pour la solution finale a été déterminé en conservant le nombre de facteurs dont la valeur propre (eigenvalue) était supérieure à 1,0. L'analyse a révélé que les six énoncés

du LOT-R ont une structure à un seul facteur pouvant expliquer 45,4% de la variance totale du test. La saturation minimale pour cette solution à un facteur était de 0,55, et la moyenne des coefficients de saturation était de 0,67. La saturation des items sur le facteur d'optimisme est présentée dans le Tableau 2. La méthode d'extraction par composantes principales a été choisie afin de reproduire les analyses effectuées par Scheier et al. (1994) et ainsi faciliter la comparaison de leurs résultats aux nôtres.³

En plus des analyses factorielles exploratoires, les données ont également été soumises à des analyses factorielles confirmatoires à l'aide du logiciel EQS (version 6.1; Bentler, 1995). Les indices d'ajustement choisis étaient le CFI (Comparative Fit Index), le NNFI (Non-Normed Fit Index, aussi connu sous le nom d'Index de Tucker-Lewis), le RMSEA (Root Mean Square Error of Approximation), ainsi que le khi-carré⁴. De façon analogue à Scheier et al. (1994), deux modèles ont d'abord été testés. Le premier présupposait que tous les énoncés saturaient sur un facteur, et le deuxième que les énoncés positifs et négatifs saturaient sur deux facteurs bien distincts. D'une part, le modèle à un facteur (optimisme) a révélé un ajustement adéquat aux données : $\chi^2(9, N = 204) = 20,51, p < 0,05$; CFI = 0,95; NNFI = 0,92; RMSEA = 0,08. D'autre part, le modèle à deux facteurs (optimisme et pessimisme) a aussi révélé un ajustement satisfaisant, mais supérieur aux données : $\chi^2(8, N = 204) = 12,75, p = 0,12$; CFI = 0,98; NNFI = 0,96; RMSEA = 0,05 - comme ce fut le cas lors de la validation de la version originale anglaise de l'instrument (Scheier et al., 1994). Tout comme l'on fait Scheier et al., les modèles à un et à deux facteurs décrits précédemment ont été modifiés de façon à permettre aux termes d'erreurs des items positifs de corrélérer entre eux.⁵ À cet égard, la solution à un facteur a révélé un ajustement adéquat qui était supérieur à la solution à un facteur ne permettant pas aux termes d'erreurs positifs de corrélérer entre eux : $\chi^2(7, N = 204) = 13,15, p = 0,07$; CFI = 0,98; NNFI = 0,95; RMSEA =

³ La solution obtenue était similaire lorsque la méthode d'extraction du maximum de vraisemblance a été utilisée. Un seul facteur a été obtenu et celui-ci explique 35,3% de la variance totale. La saturation minimale obtenue avec cette méthode d'extraction était de 0,46, et la moyenne des coefficients de saturation était de 0,58.

⁴ Le CFI représente l'amélioration de l'ajustement du modèle proposé (en proportion) en comparaison au modèle où toutes les variables seraient indépendantes. Cet indice peut varier entre 0 et 1. Des valeurs supérieures à 0,90 sur cet indice représentent un ajustement acceptable (Schumacker & Lomax, 1996). Le NNFI est interprété de la même façon, mais cet indice peut être plus élevé que 1,00 puisqu'il est ajusté selon la complexité du modèle. Lorsque les modèles testés sont très complexes, peu de liens sont fixés à zéro, de sorte qu'il est peu probable que les relations observées puissent dévier des relations prédites. Ainsi, lorsque les modèles sont très complexes, le NNFI sera plus sévère et il sera plus difficile d'obtenir un indice satisfaisant. Le RMSEA représente l'erreur d'approximation et doit être inférieur à 0,08, bien qu'une valeur de moins de 0,05 est préférable (Browne & Cudeck, 1993; Jöreskog & Sörbom, 1993). Finalement, l'indice du khi-carré permet de vérifier si l'ajustement du modèle proposé diffère de façon significative de celui du modèle où tous les liens seraient modélisés. Cet indice doit être interprété avec prudence puisqu'il est extrêmement sensible à la taille de l'échantillon. Avec de grands échantillons, comme celui de la présente étude, le khi-carré est souvent significatif même si les différences entre les relations observées et celles qui ont été prédites sont minimes.

⁵ Seules les corrélations significatives entre les termes d'erreurs des items positifs ont été modélisées.

Tableau 2
Résultats des analyses factorielles exploratoires selon la méthode des composantes principales

Énoncés	Coefficients de saturation	Statistiques descriptives de chaque item	
		Moyenne	É.T.
1	0,55	2,30	0,97
3 ^a	0,58	2,48	1,01
4	0,66	2,81	0,93
7 ^a	0,69	2,88	0,93
9 ^a	0,74	2,97	0,92
10	0,79	3,16	0,85

Nota. Les énoncés 2, 5, 6 et 8 ne figurent pas dans ce tableau, car ils agissent à titre de leurres.

^a Énoncés inversés avant les analyses.

0,07. Par ailleurs, la solution à deux facteurs, qui permet aux termes d'erreurs des items positifs de corrélérer entre eux, révèle aussi un ajustement satisfaisant : $\chi^2(6, N = 204) = 9,80, p = 0,13$; CFI = 0,99; NNFI = 0,96; RMSEA = 0,06. Ces deux derniers modèles s'ajustent donc adéquatement et de façon équivalente aux données, car pour chacun, le khi-carré est non significatif, et tous les indices d'ajustement sont satisfaisants. Comme ce fut le cas pour la version originale anglaise du LOT-R (Scheier et al., 1994), le modèle à deux facteurs a été exclu puisqu'au plan théorique, il était difficile de justifier la présence d'un second facteur qui semblait provenir exclusivement de la formulation positive de certains items. Le modèle à un facteur qui permet aux termes d'erreurs des énoncés positifs de corrélérer entre eux a donc été choisi comme solution optimale, tant sur le plan théorique qu'empirique. Les analyses confirmatoires de la version canadienne-française du LOT-R ont donc révélé une structure factorielle similaire à la version originale anglaise du test.

Conclusion

Compte tenu des résultats obtenus lors des deux études, il est approprié de conclure que la version française du LOT-R possède des qualités psychométriques satisfaisantes et comparables à la version anglaise de l'instrument. En effet, dans la première étude, les résultats ont indiqué une équivalence entre la version originale anglaise du LOT-R et la version canadienne-française du test. La version canadienne-française mesure donc le même contenu que sa version originale anglaise. Dans la deuxième étude, les résultats relatifs aux qualités psychométriques de la version canadienne-française du LOT-R ont confirmé que ce test possède un indice de cohérence interne acceptable et un indice de stabilité temporelle satisfaisant. De plus, les résultats des analyses factorielles confirmatoires ont permis de conclure que la version française du LOT-R possède une structure factorielle comparable à la version originale anglaise de l'instrument, soit un facteur qui permet aux termes d'erreurs des énoncés positifs de corrélérer entre eux. Ainsi, la version canadienne-française du LOT-R est un instrument fidèle et valide qui permet de mesurer l'optimisme en termes d'attentes générales envers l'avenir. Il importe toutefois de mentionner qu'une des limites de ces études est le fait que les participants avaient un profil sportif (athlètes ou étudiants en kinésiologie). Par

conséquent, l'utilisation du test avec des groupes de personnes ayant un profil différent doit se faire avec discernement.

Maintenant qu'il existe une version canadienne-française du LOT-R, il est souhaité que ce test puisse être utilisé prochainement par les chercheurs désireux d'entreprendre une recherche sur le concept d'optimisme au sein de la population canadienne-française.

Abstract

The "Life Orientation Test-Revised" (LOT-R) is used to evaluate the personal disposition toward optimism. Since the test is written in English and based on an American population, it cannot be used to conduct research on optimism with the French-Canadian population. Thus, following a translation of the LOT-R into French and a subsequent evaluation of its cross-cultural equivalence, the French-Canadian version of the LOT-R was administered to 204 francophone university students. The internal consistency was .76, a result that is deemed satisfactory and comparable to the internal consistency score of .78 obtained by Scheier et al. A test-retest score after 5 weeks revealed a highly acceptable temporal stability score of .74 ($p < .001$). The results of the confirmatory factorial analyses indicated that the French-Canadian version of the LOT-R has a similar structure to the original version of the instrument with a one factor model allowing error terms from the positive test items to correlate with each other. The French-Canadian version of the LOT-R can now be used to study optimism in a French-Canadian population.

Keywords: optimism disposition, LOT-R, translation, transcultural equivalency

Références

- Bentler, P. M. (1995). *EQS: Structural equation program manual*. Los Angeles: BMDP Statistical Software.
- Briggs, S. R., & Cheek, J. M. (1986). The role of factor analysis in the development and evaluation of personality scales. *Journal of Personality, 54*, 106-148.
- Brislin, R. W. (1970). Back-translation for cross-cultural research. *Journal of Cross-cultural Psychology, 1*, 185-216.
- Brislin, R. W. (1980). Translation and content analysis of oral and written materials. Dans H. Triandis & J. Berry (éds.), *Handbook of Cross-cultural Psychology* (pp. 389-444). Boston: Allyn & Bacon.
- Brislin, R. W., Lonner, W. J., & Thorndike, R. M. (1973). *Cross-cultural research methods*. New York: Wiley.
- Browne, M. W., & Cudeck, R. (1993). Alternative ways of assessing model fit. Dans K. Bollen & R. Stine (éds.), *Testing structural equation models* (pp. 136-162). Newbury Park, CA: Sage.
- Fisher, R. A. (1921). On the probable error of a coefficient of correlation deduced from a small sample. *Metron, 1*, 3-32.
- Gonzalez-Reigosa, F. (1976). The anxiety-arousing effect of taboo words in bilinguals. Dans C. D. Spielberger & R. Diaz-Guerrero (éds.), *Cross-cultural anxiety* (pp. 89-105). Washington, DC: Hemisphere.
- Jöreskog, K. G., & Sörbom, D. (1986). *Lisrel VI: Analysis of linear structural relationships by maximum likelihood*. Chicago: National Educational Resources.
- Jöreskog, K. G., & Sörbom, D. (1993). *LISREL 8: Structural equation modeling with the SIMPLIS command language*. Chicago: Scientific Software International.
- Kim, J.-O., & Mueller, C. W. (1978). *Factor analysis: Statistical methods and practical issues* [Monographie de la série « Quantitative Applications in Social Sciences », no 14]. Beverly Hills, CA: Sage.

- Lemay, M. G. (1991). *Évaluation empirique de trois techniques d'évaluation de l'équivalence des items d'un questionnaire et de sa version traduite*. Thèse de doctorat inédite, Université de Montréal, Québec, Canada.
- Scheier, M. F., & Carver, C. S. (1985). Optimism, coping, and health: Assessment and implications of generalized outcome expectancies. *Health Psychology, 4*, 219–247.
- Scheier, M. F., & Carver, C. S. (1992). Effects of optimism on psychological and physical well-being: Theoretical overview and empirical update. *Cognitive Therapy and Research, 16*, 201–228.
- Scheier, M. F., Carver, C. S., & Bridges, M. W. (1994). Distinguishing optimism from neuroticism (and trait anxiety, self-mastery, and self-esteem): A reevaluation of the life orientation test. *Journal of Personality and Social Psychology, 67*, 1063–1078.
- Scheier, M. F., Carver, C. S., & Bridges, M. W. (2002). Optimism, pessimism, and psychological well-being. Dans E. C. Chang (éd.), *Optimism and pessimism: Implications for theory, research, and practice* (pp. 189–216). Washington, DC: American Psychological Association.
- Schumacker, R. E., & Lomax, R. G. (1996). *A beginner's guide to structural equation modeling*. Mahwah, NJ: Erlbaum.
- Spielberger, C. D., & Sharma, S. (1976). Cross-cultural measurement of anxiety. Dans C. D. Spielberger & R. Diaz-Guerrero (éds.), *Cross-cultural anxiety*. Washington, DC: Hemisphere.
- Stevens, J. (1996). *Applied multivariate statistics for the social sciences* (3rd ed.). Mahwah, NJ: Erlbaum.
- Vallerand, R. J. (1989). Vers une méthodologie de validation trans-culturelle de questionnaires psychologiques : Implications pour la recherche en langue française. *Revue canadienne de psychologie, 30*, 662–680.
- Vallerand, R. J., & Halliwell, W. R. (1983). Vers une méthodologie de validation trans-culturelle de questionnaires psychologiques : Implications pour la psychologie du sport. *Canadian Journal of Applied Sports Sciences, 8*, 9–18.

Annexe

Version canadienne-française du LOT-R

Consignes :

Répondez aux questions ci-dessous en les appliquant à vous-même à l'aide de l'échelle suivante :

[0] = Totalement en désaccord

[1] = Plutôt en désaccord

[2] = Neutre

[3] = Plutôt d'accord

[4] = Totalement d'accord

Soyez le plus honnête possible en répondant au questionnaire, sans laisser votre réponse à une question influencer vos réponses à d'autres questions. Il n'y a pas de bonnes ou de mauvaises réponses.

_____ 1. Dans les moments d'incertitude, je m'attends habituellement au mieux.

_____ 2. J'ai de la facilité à relaxer.

_____ 3. S'il y a des chances que ça aille mal pour moi, ça ira mal.

_____ 4. Je suis toujours optimiste face à mon avenir.

_____ 5. J'apprécie beaucoup mes amis(es).

_____ 6. C'est important pour moi de me tenir occupé.

_____ 7. Je ne m'attends presque jamais à ce que les choses aillent comme je le voudrais.

_____ 8. Je ne me fâche pas très facilement.

_____ 9. Je m'attends rarement à ce que de bonnes choses m'arrivent.

_____ 10. Dans l'ensemble, je m'attends à ce que plus de bonnes choses m'arrivent que de mauvaises.

Pondération :

1. Inversez le codage des items 3, 7 et 9 avant la pondération (0 = 4) (1 = 3) (2 = 2) (3 = 1) (4 = 0).

2. Additionnez le pointage des items 1, 3, 4, 7, 9, et 10 pour obtenir le score total.

3. Les items 2, 5, 6, et 8 sont inclus à titre de leurres. Ils ne comptent pas dans le score total.

Reçu le octobre 10 2006

Révisé le octobre 20 2006

Accepté le juin 27 2008 ■