


Traduction et évaluation psychométrique préliminaire des échelles de préjugés traditionnels et modernes envers les Autochtones

Translation and preliminary psychometric evaluation of the Old-Fashioned and Modern Prejudiced Attitudes Toward Aboriginals Scales

Christophe MODERIE^{1,2,*} , Sébastien BÉLAND³, Éric DROUIN⁴, Richard RIOUX⁵, Anne-Sophie THOMMERET-CARRIÈRE¹, Jean-Michel LEDUC¹

¹ Faculté de médecine, Université de Montréal, Montréal, Canada

² Département de psychiatrie, Université McGill, Montréal, Canada

³ Faculté des sciences de l'éducation, Université de Montréal, Montréal, Canada

⁴ Département de pédiatrie, Université de Montréal, Montréal, Canada

⁵ Institut universitaire en santé mentale de Montréal, Université de Montréal, Montréal, Canada

Manuscrit reçu le 13 mai 2020 ; commentaires éditoriaux formulés aux auteurs le 9 février et le 1er avril 2021 ; accepté pour publication le 6 avril 2021

Résumé - Contexte : Les programmes de la santé innovent pour bonifier l'enseignement des réalités autochtones aux étudiants allochtones. Il n'existe toutefois pas d'échelle validée en français pour évaluer l'effet de ces interventions sur les préjugés à l'égard des autochtones. **But :** Cet article présente le processus de traduction en français et une évaluation psychométrique préliminaire des *Old-Fashioned* et *Modern Prejudiced Attitudes Toward Aboriginals Scales* (O-PATAS et M-PATAS). **Méthodes :** Trente étudiants en médecine ont complété les versions originales (VO) et traduites (VF) et 78 étudiants additionnels ont complété la VF. L'alpha (α) de Cronbach et l'oméga (ω) de McDonald ont servi à évaluer la fidélité des scores des échelles. La validité concomitante a été testée à l'aide de corrélations intra-classes et de test-t pairés. La validité de construit a été explorée à l'aide d'une analyse factorielle à deux facteurs. **Résultats :** La fidélité des échelles VF est acceptable et comparable à celle trouvée dans les VO ($\alpha \geq 0,81$, $\omega \geq 0,85$). La validité concomitante des VF est soutenue par l'absence de différence entre les scores en VO et en VF ($p \geq 0,2$) et la forte corrélation intra-classe entre les scores ($r \geq 0,80$, $p < 0,001$). Le modèle d'analyse factorielle n'a pas reproduit la structure attendue, probablement à cause du manque de puissance de l'étude. **Conclusion :** Cette étude présente une VF des échelles M-PATAS et O-PATAS ayant des propriétés psychométriques préliminaires comparables aux échelles dans leur VO. L'utilisation à plus grande échelle de ces outils permettra d'évaluer leurs dimensionnalités en contexte francophone canadien.

Mots clés : groupes minoritaires, racisme, stéréotypes, compétence culturelle

Abstract. Context: Healthcare programs innovate to improve teaching of Indigenous realities to non-Indigenous undergraduates. However, there are no validated French-language scales to measure the impact of those interventions on prejudices toward Indigenous peoples. **Goal:** This paper aims at presenting the French translation and preliminary validation of the Old-Fashioned and Modern Prejudiced Attitudes Toward Aboriginals Scales (O-PATAS and M-PATAS). **Methods:** Thirty medical students completed the original version (OV) and translated (TV) and 78 additional students completed the TV. Cronbach's alpha (α) and McDonald's omega (ω) were used to assess the reliability of the scales. Concurrent validity was assessed with intra-class correlations and paired t-tests comparing OV and TV scores. Construct validity was explored with a two-factor factorial analysis. **Results:** Fidelity of the TV scales is acceptable and comparable to the ones found in the OV ($\alpha \geq 0.81$, $\omega \geq 0.85$). The absence of difference between the OV and TV scores, and the strong intraclass correlation between the total scores in both languages ($r \geq 0.80$,

*Correspondance et offprints : Christophe MODERIE. 1033 avenue des Pins Ouest, bureau 105/106, Montréal, Québec H3A 1A1, Département de Psychiatrie, Université McGill, Montréal, Canada.
Mailto : christophe.moderie@mail.mcgill.ca.

$p < 0.001$) support concurrent validity of the TV. The factor analysis did not reproduce the 2-factors structure expected, likely due to a lack of power. **Conclusion:** This study reports a TV of the O-PATAS and M-PATAS with similar psychometric properties to their OV. A use of these versions at a larger scale will allow to assess their dimensionalities in French Canadian settings.

Keywords: minority groups, racism, stereotyping, cultural competency

Introduction

L'histoire canadienne est marquée par la colonisation des peuples autochtones (Premières Nations, Métis et Inuit). Le rapport entre colonisateurs et colonisés a jeté les bases de stéréotypes et préjugés à l'égard des groupes minoritaires autochtones [1,2]. Les définitions de stéréotypes et de préjugés varient selon les époques et les auteurs en psychologie sociale. Il est généralement convenu que le stéréotype fait référence à l'image mentale typique formée lorsqu'un groupe social est évoqué, alors que les préjugés concernent l'attitude (disposition interne qui sous-tend les réponses de l'individu à un objet social), généralement négative, à l'égard des membres d'un groupe [3]. Les études s'intéressant aux préjugés des allochtones envers les Autochtones sont peu nombreuses au Canada [2,4-9]. Les préjugés peuvent prendre différentes formes et sont habituellement groupés en deux catégories : 1) les préjugés traditionnels et 2) les préjugés modernes.

Les préjugés traditionnels se rapportent à la croyance de la supériorité d'un groupe par rapport à un autre. Ils sont souvent associés à une rhétorique suggérant que les membres d'une « autre race » sont biologiquement ou moralement inférieurs [4]. Ils englobent de surcroît l'affirmation explicite de sentiments négatifs à l'égard d'un groupe, principalement du dégoût ou de la colère [10].

Quant aux préjugés modernes, ils s'appuient sur la croyance que la discrimination vécue par des groupes minoritaires n'est plus un enjeu [11,12], que ces mêmes groupes sont peu contributifs à la société et que leur exigence pour un statut préférentiel n'est pas appropriée compte tenu des acquis significatifs déjà atteints et les avantages dont ils jouissent comparativement à d'autres groupes [10,13,14]. Leurs volontés de changer le *statu quo* sont donc perçues comme illégitimes [15,16].

Ces préjugés contribuent à la discrimination systémique à laquelle les Autochtones font face, encore aujourd'hui. La Commission des droits de la personne et des droits de la jeunesse du Québec propose une définition de la discrimination systémique comme étant « la somme d'effets d'exclusion disproportionnés qui résultent de l'effet conjugué d'attitudes empreintes de préjugés et de stéréotypes, souvent inconscients, et de politiques et pratiques généralement adoptées sans tenir compte des caractéristiques des membres de groupes visés par l'interdiction de la discrimination » [17]. Il n'y a pas de doute que la discrimination systémique présente au Québec a des effets néfastes sur la santé des Autochtones. Le rapport de la Commission d'enquête sur les relations entre les Autochtones et certains services publics au Québec rapporte que les préjugés envers les Autochtones demeurent très répandus dans l'interaction entre les

soignants et les patients, et que les préjugés se traduisent parfois en pratiques discriminatoires pouvant avoir des conséquences tragiques pour les patients. Les expériences personnelles et familiales non sécurisantes vécues entraînent de surcroît une sous-utilisation des services par l'ensemble de la population autochtone [18].

L'Association des facultés de médecine du Canada, le Collège royal des médecins et chirurgiens du Canada et le Collège des médecins de famille du Canada reconnaissent la présence de discrimination systémique vis-à-vis des Autochtones et font de la sécurisation culturelle une priorité dans leurs plans stratégiques respectifs [19-21]. La sécurisation culturelle désigne non seulement des soins prodigués dans le respect de l'identité culturelle du patient, mais aussi des soins exempts de la dynamique de pouvoir perpétrée par le système de santé dominant. La sécurisation culturelle requiert donc une réflexion critique sur le déséquilibre des pouvoirs, la discrimination institutionnelle et la colonisation, ainsi qu'une auto-réflexion sur le pouvoir, les privilèges et le racisme afin de saisir l'impact de notre identité culturelle sur celle des autres [21].

Contexte et problématique

De multiples programmes universitaires visent actuellement à améliorer l'enseignement des réalités autochtones aux étudiants allochtones afin de favoriser une sensibilisation culturelle. Une façon de documenter l'effet de ces interventions serait de mesurer l'évolution des préjugés des étudiants et résidents en médecine à la suite d'interventions (formation, activité autoréflexive, etc.). Il n'existe à notre connaissance qu'un seul questionnaire canadien validé pour mesurer les préjugés à l'égard des Autochtones. Morrison *et al.* [7] ont publié la *Old-fashioned Prejudiced Attitudes Toward Aboriginals Scale* (O-PATAS) et la *Modern Prejudiced Attitudes Toward Aboriginals Scale* (M-PATAS) afin de pallier l'absence d'échelle canadienne mesurant les préjugés envers les autochtones. L'échelle O-PATAS liste une série de préjugés traditionnels. Le répondant sélectionne son niveau d'accord avec chaque énoncé sur une échelle de Likert à cinq points (1 = Fortement en désaccord, 5 = Fortement en accord; Tab. 1). L'échelle M-PATAS mesure les préjugés modernes envers les Autochtones en recourant à la même échelle de Likert à cinq points.

Les items ont été générés à l'aide du procédé suivant. D'abord, 15 individus (autochtones et allochtones) ont été interviewés afin de générer une liste de préjugés traditionnels et modernes communs. La liste a été complétée par une revue de la littérature effectuée par les auteurs. Près de 500 étudiants universitaires ont ensuite exprimé

Tableau I. Comparaison des scores obtenus aux items des versions originales et traduites des échelles O-PATAS et M-PATAS.

Items ^a (<i>n</i> = 30)	Score VO ^b	Score VT ^b	pb
<i>O-PATAS</i>	(moy ± ÉT ^b)	(moy ± ÉT ^b)	
1. La plupart des autochtones ne peuvent pas prendre soin de leurs enfants.	1,60 ± 0,56	1,63 ± 0,56	0,33
2. La plupart des autochtones semblent être en état d'ébriété.	1,63 ± 0,56	1,70 ± 0,79	0,54
3. La plupart des autochtones reçoivent de l'aide sociale.	2,73 ± 1,05	2,77 ± 1,01	0,77
4. La plupart des autochtones ont besoin de cours pour apprendre à être de meilleurs parents.	1,67 ± 0,71	1,67 ± 0,80	1,00
5. Les autochtones ont beaucoup trop d'enfants.	1,80 ± 0,71	1,83 ± 0,70	0,66
6. Les autochtones n'ont pas la notion du temps.	1,83 ± 0,95	1,93 ± 0,98	0,26
7. Les normes d'hygiène élevées ne sont pas valorisées dans la culture autochtone.	2,10 ± 0,85	2,07 ± 0,74	0,66
8. Les maladies qui affectent les autochtones découlent tout simplement de leur mode de vie.	2,30 ± 0,88	2,37 ± 0,93	0,63
9. L'abus de drogues est un problème majeur chez les autochtones.	3,70 ± 0,88	3,77 ± 0,90	0,16
10. La pauvreté dans les réserves résulte directement de l'abus de drogues chez les autochtones.	1,97 ± 0,49	2,10 ± 0,61	0,16
11 Peu d'autochtones semblent être fiers de leur apparence physique.	2,03 ± 0,77	2,10 ± 0,71	0,33
Total	23,37 ± 4,73	23,93 ± 5,06	0,33
<i>M-PATAS</i>			
1. Le Canada doit arrêter de s'excuser pour des événements qui sont arrivés aux autochtones il y a de nombreuses années.	2,07 ± 1,05 ^c	2,03 ± 1,03 ^c	0,66
2. Les autochtones doivent encore manifester pour l'égalité de leurs droits	2,00 ± 0,79	2,13 ± 0,94	0,16
3. Les autochtones devraient arrêter de se plaindre de la façon dont ils sont traités et simplement reprendre une vie normale.	1,73 ± 0,79	1,80 ± 0,76	0,42
4. Les autochtones devraient simplement passer l'éponge sur ce que les générations précédentes ont vécu dans les pensionnats.	1,80 ± 0,81	1,87 ± 0,78	0,16
5. Les Canadiens d'origine autochtone semblent utiliser leurs traditions culturelles pour se faire octroyer des droits spéciaux refusés aux Canadiens non autochtones.	1,97 ± 0,96	2,27 ± 1,05	0,04
6. Plusieurs des demandes faites au gouvernement fédéral par les autochtones sont exagérées.	1,97 ± 0,96	2,03 ± 0,96	0,33
7. Des places spéciales ne devraient pas être réservées pour les étudiants autochtones dans les programmes universitaires.	1,83 ± 1,02	2,03 ± 1,19	0,03
8. Les autochtones devraient être satisfaits de ce que le gouvernement leur a donné.	2,10 ± 0,89	2,10 ± 0,96	1,00
9. Il n'est plus nécessaire d'honorer les traités conclus avec les peuples autochtones.	1,63 ± 0,81	1,63 ± 0,81	–
10. Il ne devrait pas y avoir de places réservées pour les autochtones dans les universités, à moins qu'ils ne soient qualifiés.	2,47 ± 1,28	2,47 ± 1,22	1,00
11. Les autochtones devraient payer des taxes au même titre que tout le monde.	2,43 ± 0,73	2,47 ± 0,78	0,57
12. Le gouvernement devrait soutenir les programmes qui visent à ce que des postes en position d'autorité soient comblés par des autochtones.	2,50 ± 0,97 ^c	2,53 ± 0,90 ^c	0,66
13. Les personnes non autochtones doivent devenir plus sensibles aux besoins des autochtones.	1,70 ± 0,65 ^c	1,60 ± 0,68 ^c	0,08
14. Les organismes gouvernementaux devraient tout faire pour répondre aux besoins des autochtones.	2,40 ± 1,07 ^c	2,20 ± 1,13 ^c	0,06
Total	28,60 ± 7,29	29,17 ± 7,94	0,20

^a Format des réponses : 1 : Fortement en désaccord ; 2 : En désaccord ; 3 : Ne sait pas ; 4 : En accord ; 5 : Fortement en accord.

^b VO : Version originale ; VT : version traduite ; *p* : valeur *p* des tests-*t* appariés ; moy : moyenne ; ÉT : écart-type.

^c Items avec un score inversé.

O-PATAS : *Old-fashioned Prejudiced Attitudes Toward Aborigines Scale* ; M-PATAS : *Modern Prejudiced Attitudes Toward Aborigines Scale*.

leur niveau d'accord vis-à-vis de chacun des 144 items initiaux sur l'échelle de Likert à cinq points précédemment décrite. Une analyse factorielle a ensuite été utilisée pour sélectionner une quantité limitée d'items, ce qui a permis de réduire la redondance ainsi que la longueur des questionnaires. Le questionnaire final comporte 11 items pour l'échelle O-PATAS et 14 items pour l'échelle M-PATAS. Les coefficients alpha (noté α dans le reste du texte) pour l'échelle O-PATAS et l'échelle M-PATAS étaient respectivement de 0,92 et 0,91. La validité de construit a ensuite été étudiée à l'aide de corrélations convergentes, c'est-à-dire en corrélant les scores totaux des échelles O-PATAS et M-PATAS à ceux d'échelles mesurant des types de préjugés similaires à l'égard d'une autre population minoritaire. Cette approche est basée sur la prémisse que les individus présentant des préjugés envers un groupe minoritaire véhiculent souvent des préjugés envers d'autres groupes minoritaires [7]. Dans ce cas, deux échelles d'homonegativité, l'une axée sur les préjugés traditionnels (*Attitudes toward Gay Men Scale* [22]) et l'autre axée sur les préjugés modernes (*Modern Homonegativity Scale* [11]) ont été administrées concomitamment afin d'évaluer la validité de construit.

Tel qu'attendu, la corrélation entre les échelles mesurant les préjugés modernes était plus forte que celle observée entre les échelles mesurant différents types de préjugés. L'échelle O-PATAS semble donc bien évaluer les préjugés traditionnels alors que l'échelle M-PATAS évalue les préjugés modernes. Afin de s'assurer que les échelles développées mesurent les préjugés et non la désirabilité sociale (soit la propension à exprimer des réponses socialement désirables, parfois au détriment de l'expression sincère des opinions personnelles), une échelle de désirabilité sociale a été utilisée auprès des participants (corrélation divergente) [23]. Contrairement aux échelles mesurant des préjugés traditionnels ou modernes, aucune association n'a été trouvée entre les scores des échelles O-PATAS et M-PATAS et l'échelle de désirabilité sociale. L'absence de corrélation entre le score de désirabilité sociale et les scores aux échelles O-PATAS et M-PATAS, avec un échantillon de grande taille, suggère donc que les scores obtenus sont indépendants de la propension à la désirabilité sociale des répondants.

Ces deux échelles ont par la suite été validées dans une population d'étudiants universitaires anglophones [24]. Une cohorte de 367 étudiants de première année en psychologie ou en sociologie ont répondu aux questionnaires O-PATAS et M-PATAS en même temps qu'au *Right-Wing Authoritarianism scale* [25], au *Social Dominance Orientation Scale* [26] et au *Motivation to Control Prejudiced Reactions Scale* [27]. Le *Right-Wing Authoritarianism scale* et le *Social Dominance Orientation Scale*, deux échelles typiquement associées aux préjugés traditionnels, étaient associées davantage à l'échelle O-PATAS qu'à l'échelle M-PATAS, ce qui accrédite la distinction conceptuelle des deux échelles. Un score plus élevé aux échelles O-PATAS et M-PATAS était associé à un score plus faible au *Motivation to Control Prejudiced Reactions*

Scale. Des analyses confirmatoires ont ensuite été réalisées, confirmant le modèle à deux facteurs rapporté par Morrison. Les échelles O-PATAS et M-PATAS semblent donc toutes indiquées pour mesurer les préjugés des allochtones envers les Autochtones au Canada. Or, il n'existe actuellement pas de version française de cet outil.

Objectif

L'objectif de cette recherche était donc de développer une version française des échelles O-PATAS et M-PATAS en préservant les qualités psychométriques originales des questionnaires.

Méthodes

Traduction

Les étapes de la méthode employée sont inspirées des travaux de Vallerand sur la traduction et la validation d'instruments de mesure traduits de l'anglais au français [28]. Les deux questionnaires ciblés par l'étude ont d'abord été traduits de l'anglais (version originale) au français par une traductrice certifiée (version française). Le questionnaire a ensuite été traduit de nouveau du français vers l'anglais afin de valider la traduction initiale, par une autre traductrice certifiée (version retraduite).

Un comité bilingue (composé de l'équipe de recherche ainsi que des membres du comité équité/diversité du vice-décanat aux études médicales de premier cycle de l'Université de Montréal) a examiné les trois versions du questionnaire afin d'identifier des éléments qui auraient pu être mal traduits ou être interprétés différemment dans la version française produite initialement. Les mots nécessitant une modification ont été identifiés et changés en conséquence. Les décisions prises par le comité ont été notées et une version préliminaire de l'outil a été développée.

Pré-test

La version française préliminaire du questionnaire a été pilotée sur un sous-groupe de 10 individus qui ont eu pour tâche de répondre au questionnaire, de coter la clarté des énoncés sur une échelle de 1 à 7 et d'encercler tout mot ou expression qu'ils ne jugeaient pas clair. Les résultats de ce pilote ont été ré-étudiés par le comité et des modifications ont été effectuées au besoin.

Évaluation de la validité concomitante

Un échantillon de 30 étudiants en médecine considérés bilingues (par une échelle auto-déclarée d'aptitudes en français et en anglais) a rempli la version française et la version anglaise du questionnaire. La moitié des sujets a rempli le questionnaire en français d'abord. L'autre moitié a rempli le questionnaire en anglais d'abord. L'ordre des énoncés a été inversé entre les différentes versions afin de minimiser le rappel.

Évaluation de la validité de construit

Afin d'augmenter la puissance des analyses, les réponses aux versions françaises des questionnaires O-PATAS et M-PATAS collectées dans le cadre d'un autre projet de recherche contemporain ont été combinées aux données des 30 participants précédemment mentionnés. Au total, 78 étudiants inscrits dans des programmes de sciences de la santé de l'Université de Montréal ont été ajoutés, permettant ainsi d'obtenir la taille d'échantillon minimale pour rapporter des valeurs de psychométrie (environ cinq sujets par item) [29]. La taille de l'échantillon est donc de 108 sujets pour les analyses, sauf si spécifié autrement dans le texte.

Analyses statistiques et psychométriques

Afin d'évaluer la fidélité des scores des échelles traduites, nous avons utilisé le coefficient α de Cronbach [30] et le coefficient oméga de McDonald (noté ω dans le reste du texte) [31]. La validité concomitante de la version traduite a été testée pour l'échantillon initial seulement ($n = 30$) en calculant les coefficients de corrélation intra-classe et en recourant à des tests-t appariés pour comparer chaque question et les scores totaux des deux versions du questionnaire. La validité de construit a été explorée à l'aide d'une analyse factorielle à deux facteurs basée sur une matrice de corrélations polychoriques avec rotation des axes factoriels promax. Afin de comparer les scores du O-PATAS et du M-PATAS, les scores de chaque échelle ont été divisés par le nombre d'items par échelle [24]. Le score moyen par item a ensuite été comparé pour les deux échelles à l'aide d'un test-t apparié. Les coefficients d de Cohen sont aussi rapportés pour chacun des tests-t appariés avec des seuils de 0,2, 0,5 et 0,8 pour les effets de taille, petit, moyen et grand, respectivement [32]. Les analyses ont été effectuées à l'aide du logiciel spécialisé SPSS Statistics for Windows (version 24.0. IBM, Armonk, NY, USA) et à l'aide de la librairie psych [33] dans R. Les données sont rapportées en moyenne \pm écart-type sauf si spécifié autrement.

Résultats

Fidélité des scores

Les coefficients α et ω de la version française du O-PATAS ($\alpha = 0,81$, $\omega = 0,85$) sont légèrement supérieurs au α obtenu pour la version originale du test ($\alpha = 0,79$). Les coefficients α et ω de la version française du M-PATAS ($\alpha = 0,81$, $\omega = 0,87$) et le α de la version originale ($\alpha = 0,86$) sont comparables. Tous les items ont été maintenus puisqu'aucun n'a été identifié comme réduisant la cohérence interne.

Validité concomitante

Il n'y avait pas de différence entre les moyennes des scores du O-PATAS en français et en anglais ($23,4 \pm 4,7$ vs. $23,9 \pm 5,1$; $p = 0,33$; $d = 0,11$). Il existait une forte

corrélation intra-classe positive entre les scores totaux ($r = 0,80$, $p < 0,001$). Il n'y avait pas de différence entre les scores du M-PATAS en français et en anglais ($28,6 \pm 7,3$ vs. $29,2 \pm 7,9$, $p = 0,2$, $d = 0,07$). Il existait une forte corrélation intra-classe entre les scores totaux ($r = 0,95$, $p < 0,001$). En comparant les items, une différence a été trouvée pour le cinquième et le septième énoncé du M-PATAS (voir Tab. I). Dans les deux cas, le score en français était inférieur au score dans la version originale.

Validité de construit

L'analyse factorielle est présentée dans le tableau II. Nous observons d'abord que les items O1-2, O4-6, O8, O1, M3-6 et M8 présentent un coefficient de saturation supérieur à 0,3 sur le premier facteur uniquement. Ensuite, les items O9, M2, M7, M9-14 présentent un coefficient de saturation supérieur à 0,3 sur le deuxième facteur seulement. Les items O3, O7, O11, M1 présentent des coefficients de saturation très faibles sur les deux facteurs et ils sont peu informatifs. Enfin, nous observons l'existence d'une corrélation de 0,49 entre les deux facteurs et des variances uniques, qui se trouvent à la colonne u^2 du tableau II, assez élevées. Cela veut dire que le modèle d'analyse factorielle génère un taux non-négligeable d'erreurs.

Comparaison des échelles

Le score moyen par item de l'échelle O-PATAS était de $2,2 \pm 0,5$ alors qu'il était de $1,8 \pm 0,5$ pour l'échelle M-PATAS. Ces moyennes présentent une différence statistiquement significative ($p < 0,001$, $d = 0,80$).

Discussion

Cette étude visait à développer et vérifier l'équivalence des indices psychométriques d'une version française des échelles O-PATAS et M-PATAS. Les qualités psychométriques de la version originale anglaise sont généralement préservées dans la version traduite. D'abord, bien qu'elles soient inférieures aux mesures obtenues par Morrison (O-PATAS: $\alpha = 0,91$; M-PATAS: $\alpha = 0,92$) [7] et Nesdole (O-PATAS: $\alpha = 0,90$; M-PATAS: $\alpha = 0,93$) [24], les mesures de cohérence interne des versions traduites demeurent acceptables ($\alpha > 0,70$) [30,34].

La majorité des items avaient une excellente corrélation intra-classe entre les versions. Toutefois, en comparant les items, un score moyen en français inférieur au score en anglais (suggérant un plus faible niveau de préjugé) a été trouvé pour le cinquième et le septième énoncé du M-PATAS. Concernant le cinquième énoncé, cet écart peut résulter du caractère plus permanent du terme « *secure* » par rapport à « *octroyer* », en français, qui peut avoir un caractère plus exceptionnel. En ce qui a trait au septième énoncé, la locution « *special places* » est plus inhabituelle en anglais et peut en ce sens sous-entendre davantage de privilèges qu'en français où l'utilisation du terme « *spécial* » pour désigner une place réservée est plus

Tableau II. Matrice de coefficients de saturation après rotation des axes de type promax pour les items des versions françaises des échelles O-PATAS et M-PATAS ($n = 108$).

Items ^a	Facteur 1	Facteur 2	h ²	u ²
O1	0,59	-0,21	0,27	0,73
O2	0,76	-0,25	0,46	0,54
O3	0,26	0,13	0,12	0,88
O4	0,37	-0,04	0,12	0,88
O5	0,34	0,18	0,21	0,79
O6	0,51	-0,13	0,21	0,79
O7	0,29	0,19	0,18	0,82
O8	0,44	0,21	0,32	0,68
O9	-0,09	0,31	0,08	0,92
O10	0,48	0,20	0,37	0,64
O11	0,22	0,23	0,15	0,85
M1	0,17	0,16	0,08	0,92
M2	0,07	0,43	0,21	0,79
M3	0,42	0,36	0,45	0,55
M4	0,60	-0,07	0,33	0,68
M5	0,44	0,22	0,34	0,66
M6	0,40	0,24	0,32	0,69
M7	-0,33	0,68	0,35	0,65
M8	0,65	-0,18	0,34	0,66
M9	0,03	0,48	0,25	0,75
M10	0,15	0,46	0,30	0,70
M11	-0,01	0,59	0,34	0,66
M12	-0,29	0,63	0,30	0,70
M13	0,05	0,63	0,43	0,57
M14	0,07	0,57	0,37	0,63

^a O# fait référence au numéro de l'item correspondant du O-PATAS; M# fait référence au numéro de l'item correspondant du M-PATAS.

O-PATAS: *Old-fashioned Prejudiced Attitudes Toward Aboriginals Scale*; M-PATAS: *Modern Prejudiced Attitudes Toward Aboriginals Scale*.

commune. De façon générale, il est aussi possible que l'obtention de scores inférieurs soit attribuable au fait que la majorité des participants utilisent le français comme langue première. Il a été rapporté que l'on tend à être plus utilitariste lorsque l'on s'exprime dans une langue seconde [35]. L'obtention de scores inférieurs peut donc être interprétée au regard de cette donnée, bien qu'il eût été attendu, dans cette hypothèse, que davantage d'items soient influencés en ce sens. Les scores totaux ne sont par ailleurs pas différents selon la langue.

Il est intéressant de noter que les scores moyens obtenus dans notre échantillon sont plus faibles que dans les études précédentes [6]. Ces scores peuvent s'expliquer par plusieurs facteurs. Les participants étaient tous des étudiants ce qui est associé à un niveau plus bas de préjugé au PATAS [6], mais aussi à d'autres échelles mesurant les préjugés envers les peuples autochtones australiens [36]. Par ailleurs, les études de validation du PATAS ont été effectuées dans les Prairies (provinces de l'Ouest canadien – Alberta, Saskatchewan et Manitoba). Un sondage pancanadien auprès de 5732 Canadiens a mis

en relief que les habitants des Prairies ont généralement une perception plus négative des Autochtones que les allochtones du Québec où la présente étude s'est déroulée [37,38]. Un effet de temps expliquant des scores de préjugés plus bas est non-exclu, mais moins probable. D'abord, l'échelle est récente. Ensuite, il n'existe pas de données permettant de soutenir que les préjugés aient augmenté ou diminué au Canada depuis 2015 [38]. Parkin *et al.* [38] ont proposé d'une part, que les appels à l'action de la Commission de vérité et réconciliation du Canada et le rapport de l'enquête nationale sur les femmes et les filles Autochtones disparues et assassinées aient sensibilisé les allochtones aux enjeux auxquels font face les autochtones et ait insufflé un désir de réconciliation chez certains. Il est toutefois aussi possible que la lente amélioration des paramètres sociaux-économiques (revenu, niveau de scolarité, etc.) des Autochtones ait créé de la lassitude envers les enjeux autochtones, du ressentiment chez certains ou ait même exacerbé le blâme que certains font porter aux Autochtones [38].

Contrairement aux études précédentes [6,7] où les préjugés modernes étaient significativement plus élevés que les préjugés traditionnels, les scores des préjugés traditionnels étaient en moyenne plus élevés que les scores de préjugés modernes. Une telle différence était inattendue, mais peut possiblement s'expliquer par : 1) la localisation de l'étude et 2) la population étudiée. Selon le sondage pancanadien de 2019 [38], les Québécois semblent rapporter moins de préjugés modernes que les habitants des Prairies, ce qui peut expliquer un score inférieur au M-PATAS. De fait, une plus grande proportion de Québécois (49 %) reconnaît les droits uniques des Autochtones que les habitants des Prairies (30 %). Les Québécois (23 %) ont aussi moins tendance à blâmer les Autochtones pour les inégalités sociales et économiques auxquels ils font face, que les habitants des Prairies (40 %). Il n'existe toutefois pas à notre connaissance de données comparant les préjugés traditionnels entre les provinces, ce qui complexifie l'interprétation des résultats obtenus. En ce qui concerne la population étudiée, notre échantillon était principalement constitué d'étudiants en médecine. Il est attendu que les étudiants en médecine aient une meilleure connaissance de la prévalence de certains problèmes de santé qui affectent les communautés autochtones. Zhou *et al.* ont d'ailleurs rapporté que les étudiants en médecine sont capables d'identifier la prévalence plus élevée d'obésité, de diabète, de suicide et d'abus de consommation d'alcool dans ces communautés [39]. La connaissance de ces prévalences peut induire une perception défavorable et favoriser l'accord avec certains énoncés. Cela peut expliquer pourquoi certains items de l'échelle O-PATAS avaient les scores moyens les plus élevés, le seul item ayant un score moyen supérieur à 3 étant notamment « L'abus de drogues est un problème majeur notamment chez les Autochtones ». Les étudiants en médecine ont effectivement tendance à croire que les préjugés envers les Autochtones sont ancrés dans la réalité [40].

En ce qui a trait aux analyses factorielles, elles n'ont pas permis de retrouver de manière claire la structure à deux facteurs établie par les auteurs précédents. Le taux d'erreur élevé généré par le modèle d'analyse factorielle peut être expliqué par la petite taille de l'échantillon.

Conclusion

Cette étude présente une version française des échelles M-PATAS et O-PATAS, qui comporte des propriétés psychométriques comparables aux échelles dans leur version anglaise. Cet outil permettra possiblement de mieux étudier les préjugés des allochtones francophones à l'égard des Autochtones du Canada. Dans le contexte où de multiples programmes visent actuellement à améliorer l'enseignement des réalités autochtones aux étudiants allochtones, il s'agit d'un outil utile pour évaluer l'impact de certaines interventions sur les préjugés à l'égard des autochtones. L'utilisation à plus grande échelle de cet outil en français rendra possible des analyses factorielles qui permettront de mieux saisir les distinctions et les

similitudes entre les différents préjugés traditionnels et modernes à l'égard des Autochtones auprès de populations francophones.

Contributions

Christophe Moderie a participé à la conception du protocole de recherche, au recueil des données, à l'interprétation des résultats, à l'analyse statistique, à l'écriture et à la révision du manuscrit. Sébastien Béland, Éric Drouin, Richard Rioux, Anne-Sophie Thommeret-Carrière et Jean-Michel Leduc ont participé à la conception du protocole de recherche, à l'interprétation des résultats, à l'analyse statistique et à la révision du manuscrit.

Approbation éthique

L'étude a été approuvée par le Comité d'éthique de la recherche en santé (CERES) de l'Université de Montréal au mois de juin 2018 (18-080-CERES-P).

Conflit d'intérêts

Les auteurs déclarent n'avoir aucun conflit d'intérêts en lien avec les résultats publiés dans cet article.

Remerciements

Nous aimerions remercier le comité «équité et diversité» du vice-décanat aux études médicales de premier cycle de la Faculté de médecine de l'Université de Montréal pour le support financier et organisationnel.

Références

1. Claxton-Oldfield S, Keefe SM. Assessing stereotypes about the Innu of Davis Inlet, Labrador. *Can J Behav Sci* 1999;31:86-91.
2. Dovidio JF. *The SAGE handbook of prejudice, stereotyping and discrimination*. London: Sage Publications, 2010.
3. Haddock G, Zanna MP, Esses V. The (limited) role of trait-laden stereotypes in predicting attitudes toward Native peoples. *Br J Soc Psychol* 1994;33:83-106.
4. Lashita E, Berdahl L, Walker R. Interpersonal contact and attitudes towards indigenous peoples in Canada's prairie cities. *Ethn Racial Stud* 2016;39:1242-60.
5. Goodman A, Fleming K, Markwick N, Morrison T, Lagimodiere L, Kerr T. They treated me like crap and I know it was because I was Native: The healthcare experiences of Aboriginal peoples living in Vancouver's inner city. *Soc Sci Med* 2017;178:87-94.
6. Morrison TG, Morrison MA, Borsa T. A legacy of derogation: Prejudice toward Aboriginal persons in Canada. *Psychology* 2014;5:1001.
7. Morrison MA, Morrison TG, Harriman RL, Jewell LM. Old-fashioned and modern prejudice toward Aboriginals in Canada. In: MA Morrison & TG Morrison (Eds.), *The psychology of modern prejudice*. Hauppauge (NY): Nova Science Publishers, 2008:277-305.

8. Beaton AM, Dovidio JF, LeBlanc J. Traditional prejudice and justice judgments: Does bias suppression moderate the relationship? *Pers Individ Dif* 2011;51:579-83.
9. Vorauer JD, Hunter AJ, Main KJ, Roy SA. Meta-stereotype activation: Evidence from indirect measures for specific evaluative concerns experienced by members of dominant groups in intergroup interaction. *J Pers Soc Psychol* 2000;690-707.
10. Brown TN, Akiyama MK, White IK, Jayaratne TE, Anderson ES. Differentiating contemporary racial prejudice from old-fashioned racial prejudice. *Race Soc Probl* 2009;1:97-110.
11. Morrison MA, Morrison TG. Development and validation of a scale measuring modern prejudice toward gay men and lesbian women. *J Homosex* 2003;43:15-37.
12. Durrheim K, Baillie K, Johnstone L. The development and validation of a measure of racial justice perceptions. *S Afr J Psychol* 2008;38:615-32.
13. McConahay JB. Modern racism and modern discrimination. *Pers Soc Psychol Bull* 1983;9:551-8.
14. Durrheim K, Dixon J. Attitudes in the fiber of everyday life: the discourse of racial evaluation and the lived experience of desegregation. *Am Psychol* 2004;59:626-36.
15. Banks AJ, Valentino NA. Emotional substrates of white racial attitudes. *Am J Pol Sci* 2012;56:286-97.
16. Huddy L, Feldman S. On assessing the political effects of racial prejudice. *Annu Rev Polit Sci* 2009;12:423-47.
17. Collectif. Les formes de discrimination. Québec : Commission des droits de la personne et des droits de la jeunesse, 2018 [On-line] Disponible sur : <https://www.cdpdj.qc.ca/fr/formation/accommodement/Pages/html/formes-discrimination.html#note>.
18. Viens J (Dir.). Commission d'enquête sur les relations entre les autochtones et certains services publics – Écoute, réconciliation et progrès. Val-d'Or (QC) : Commission d'enquête sur les relations entre les autochtones et certains services public, 2019 [On-line]. Disponible sur : <https://numerique.banq.qc.ca/patrimoine/details/52327/4001553>.
19. Verma S. Rapport sur les activités en matière de santé des autochtones. Ottawa (ON) : Association des facultés de médecine du Canada, 2017 [On-line]. Disponible sur : https://afmc.ca/sites/default/files/pdf/2017-AFMC_ReportOnIndigenousHealthActivities_FR.pdf.
20. Collectif. Indigenous health values and principles statement. Ottawa (ON) : Collège royal des médecins et chirurgiens du Canada, 2019 [On-line]. Disponible sur : <https://www.royalcollege.ca/rcsite/health-policy/initiatives/indigenous-health-e>.
21. Collectif. Plan stratégique de 2017 à 2022 du CMFC. Ottawa (ON) : Collège des médecins de famille du Canada, 2018 [On-line]. Disponible sur : https://portal.cfpc.ca/resourcesdocs/uploadedFiles/Publications/CFPCStratPlan_FRENCH_REV18_1-5.pdf.
22. Herek GM. Heterosexuals' attitudes toward lesbians and gay men: Correlates and gender differences. *J Sex Res* 1988;25:451-77.
23. Reynolds WM. Development of reliable and valid short forms of the Marlowe-Crowne Social Desirability Scale. *J Clin Psychol* 1982;38:119-25.
24. Nesdole R, Lepnurm R, Noonan B, Voigts D. Psychometric properties of the Old-fashioned and modern prejudiced attitudes toward Aborigines scale. *Can J Behav Sci* 2015;47:29-36.
25. Altemeyer B. The authoritarians. Winnipeg: B. Altemeyer, 2006 [On-line]. Disponible sur : <https://theauthoritarians.org/options-for-getting-the-book/>.
26. Pratto F, Sidanius J, Stallworth LM, Malle BF. Social dominance orientation: A personality variable predicting social and political attitudes. *J Pers Soc Psychol* 1994;67:741.
27. Dunton BC, Fazio R. An individual difference measure of motivation to control prejudiced reactions. *Pers Soc Psychol Bull* 1997;23:316-26.
28. Vallerand RJ. Vers une méthodologie de validation transculturelle de questionnaires psychologiques : implications pour la recherche en langue française. [Toward a methodology for the transcultural validation of psychological questionnaires: Implications for research in the French language]. *Can Psychol* 1989;30:662-80.
29. Sousa VD, Rojjanasrirat W. Translation, adaptation and validation of instruments or scales for use in cross-cultural health care research: a clear and user-friendly guideline. *J Eval Clin Pract* 2011;17:268-74.
30. Cronbach LJ. Coefficient alpha and the internal structure of tests. *Psychometrika* 1951;16:297-334.
31. McDonald R. The theoretical foundations of principal factor analysis, canonical factor analysis, and alpha factor analysis. *Br J Math Stat Psychol* 1970;23:1-21.
32. Cohen J. Statistical power analysis for the behavioral sciences. Hillsdale (NJ): L. Erlbaum Associates, 1988.
33. Revelle W. Psych: Procedures for psychological, psychometric, and personality research. Evanston (IL): Northwestern University, 2020.
34. Nunnally JC. Psychometric Theory (2nd ed.). New York (NY): McGraw-Hill, 1978.
35. Costa A, Foucart A, Hayakawa S, Aparici M, Apestequia J, Heafner J *et al.* Your morals depend on language. *PLoS One* 2014;9:e94842-e94842.
36. Feather NT, McKee IR. Values and prejudice: Predictors of attitudes towards Australian aborigines. *Aust J Psychol* 2008;60:80-90.
37. Neuman K. Canadian public opinion on Aboriginal peoples. Toronto (ON): Environics Institute, 2016 [On-line]. Disponible sur : https://www.environicsinstitute.org/docs/default-source/project-documents/public-opinion-about-aboriginal-issues-in-canada-2016/final-report.pdf?sfvrsn=30587aca_2.
38. Parkin A. Towards reconciliation: Indigenous and non-indigenous perspectives. Toronto (ON): Environics Institute, 2019. [On-line]. Disponible sur : https://www.environicsinstitute.org/docs/default-source/default-document-library/3rd-confed-survey-report-final-oct8409422a163c841928b54f1d5bfbaa24e.pdf?sfvrsn=c731d090_0.
39. Zhou AW, Boshart S, Seelisch J, Eshaghian R, McLeod R, Nisker J *et al.* Efficacy of a 3-hour Aboriginal health teaching in the medical curriculum: Are we changing student knowledge and attitudes? *Health Educ J* 2012;71:180-8.
40. Ly A, Crowshoe L. Stereotypes are reality: addressing stereotyping in Canadian Aboriginal medical education. *Med Educ* 2015;49:612-22.

Citation de l'article : Moderie C, Béland S, Drouin É, Rioux R, Thommeret-Carrière A-S, Leduc J-M. Traduction et évaluation psychométrique préliminaire des échelles de préjugés traditionnels et modernes envers les Autochtones. *Pédagogie Médicale* 2021;22;117-124