

ÉCHELLE DE DISPOSITION À RÉSISTER AU CHANGEMENT (ÉDRAC) : ADAPTATION TRANSCULTURELLE EN CONTEXTE QUÉBÉCOIS DE LA « RESISTANCE TO CHANGE SCALE (RTC) »

MAUDE LOI ZEDDA *Haute École Pédagogique Vaud*

ERIC FRENETTE *Université Laval*

STÉPHANE THIBODEAU, PASCAL FORGET *Université du Québec à Trois-Rivières*

RÉSUMÉ. Cette recherche présente la « Resistance To Change Scale » (Oreg, 2003a) et son adaptation en contexte québécois. Cette échelle concerne la disposition à résister au changement, trait reflétant une attitude négative à l'égard de ce dernier. Quatre études ont été réalisées. D'abord, une version préliminaire a été effectuée par la méthode de traduction inversée, et ensuite, elle a été évaluée par des experts et des enseignants. Puis, deux prétests auprès de deux échantillons d'étudiants universitaires ont été effectués. Finalement, l'Échelle de Disposition à Résister Au Changement (ÉDRAC) a été soumise à 294 étudiants de 1er cycle. L'ÉDRAC présente diverses preuves de validité et offre un portrait de la disposition à résister au changement des étudiants. Ses caractéristiques sont discutées.

**CROSS-CULTURAL ADAPTATION OF THE RESISTANCE TO CHANGE
SCALE (RTC) TO THE QUEBEC CONTEXT**

ABSTRACT. This research presents the history of the Resistance To Change Scale (Oreg, 2003a) and its adaptation to the Quebec context. The four dimensional scale concerns the disposition to resist change, a trait reflecting a negative attitude towards change. Four studies were conducted. First, using the backward translation method, a preliminary version was produced and evaluated by experts and teachers. Then, two pretests were conducted with two samples of university students. Last, the final version of the ÉDRAC was submitted to 294 undergraduate students. The ÉDRAC presents various proofs of validity and offers a portrait of students' disposition to resist change. Its characteristics are discussed.

Le changement fait partie intégrante de notre société, notamment du milieu de l'éducation (Gather Thurler, 2000). En effet, depuis sa mise en place, le système d'éducation québécois a vécu et continue de vivre de nombreux changements, et ce, tant au niveau pédagogique qu'administratif (Larouche et al., 2021; Toussaint et Malette, 2021). À titre d'exemple, il est possible d'aborder les changements de type pédagogique comme ceux engendrés par la réforme Marois (des années 1990) ou ceux de type administratif comme la transformation des commissions scolaires en centres de services scolaires (en 2020). De même, certains changements sont à la fois pédagogiques et administratifs tel que la réforme Parent (des années 1960) ou la crise liée à la COVID-19 (en 2020, 2021 et 2022), pour ne citer que ceux-ci. Les changements peuvent également être de type financier (réductions budgétaires et fermeture de services) ou politique et s'entrecroiser les uns aux autres (Loi Zedda, 2020). Selon Levasseur (2006), la plupart des changements en éducation, comme dans les autres domaines d'ailleurs, sont accompagnés de la résistance des différents acteurs du milieu. Collerette (2008) mentionne que les réformes en éducation sont souvent considérées comme des changements trop importants qui ont été peu expérimentés et qui créent des ruptures. De plus, Collerette (2008), tout comme Bareil (2008), précisent que ce sont souvent les changements dits « multiples et simultanés » qui sont à la source de la résistance au changement des individus.

La résistance au changement constitue un « ensemble de forces contribuant au maintien de la stabilité d'un système, provenant soit des caractéristiques de la personnalité d'un individu, soit des normes sociales et culturelles de groupes » (Legendre, 2005, p. 1183). D'après Lewis (1999), cette résistance peut être individuelle ou collective ainsi qu'être active (explicite) ou passive (implicite). À cet égard, il peut s'agir d'une action en particulier comme la critique et le sabotage ou alors d'une inaction comme garder le silence et retenir de l'information (Herscovitch, 2003). Aussi, la résistance au changement peut être considérée comme étant positive ou négative. En effet, elle peut être vue comme un levier et dégager des effets positifs (Bareil, 2013; Duclos, 2015; Raza et Standing, 2011). À l'inverse, elle est le plus souvent considérée comme une réaction négative par rapport à un changement. Elle se manifesterait telle une attitude de refus de soutenir ou d'opérer un changement (Bareil, 2008; Schermerhorn et al., 2014). Elle serait vue comme un obstacle, un adversaire à éliminer (Coch et French, 1948) qui aurait des effets négatifs tels que la diminution de la satisfaction au travail et de la productivité ou la manifestation de comportements agressifs (Bareil, 2008, 2013).

Bien qu'elle puisse être considérée positive par certains ou négative par d'autres (Bareil, 2008), la résistance au changement demeure un questionnement majeur des gestionnaires puisqu'elle peut être observée comme une force (Kotter et Schlesinger, 2008), mener à la fois à des intentions positives et se transformer en un outil utile pour les agents de changement (Piderit, 2000). Elle agirait alors comme une forme de rétroaction qui faciliterait l'atteinte des objectifs visés par le changement (Schermerhorn et al., 2014). Toutefois, elle pourrait aussi mener jusqu'à l'échec de ce dernier (Foote, 2001; Kotter et Schlesinger, 2008). Elle doit donc être gérée et, pour ce faire, on doit notamment être capable de l'estimer et de la mesurer adéquatement chez les différents acteurs du changement, qu'il s'agisse d'un changement dans un contexte particulier ou lors de l'étude des comportements des individus (Loi Zedda, 2020).

Selon Schiffer (2011), il est possible de distinguer deux courants concernant la résistance au changement. Le premier aborde la résistance liée au contexte. Il a pour objectif de déterminer ce qu'il est possible de faire pour gérer la résistance au changement dans un contexte donné. Il s'attarde sur les situations et conditions sous lesquelles les employés seraient plus enclins à résister au changement. Le second s'intéresse à la résistance comme un trait de personnalité. Ce courant d'étude consiste à déterminer les raisons qui font que certains individus résistent au changement (Schiffer, 2011). En effet, Charbonnier-Voirin (2013) mentionne que « les traits de personnalité expliqueraient en quoi certains individus s'adaptent avec succès à différents changements dans leur environnement, notamment professionnel, tandis que d'autres ont de la difficulté à s'adapter » (Charbonnier-Voirin, 2013, p. 18).

Au regard de ce second courant, Oreg (2003a, 2003b, 2006) reprendra la théorie de Piderit (1999, 2000) qui considère la résistance comme une attitude et propose de classer les réponses à l'égard des changements selon trois dimensions : affectives, cognitives et comportementales. En modélisant la théorie de la résistance au changement, Oreg (2003a, 2003b, 2006) met alors en lumière la disposition à résister au changement (voir Figure 1). Celle-ci ferait en sorte que l'individu, indépendamment d'un quelconque changement, soit plus ou moins enclin à résister. Il divergera des propos de Piderit (1999, 2000) en mentionnant qu'il ne cherche pas à étudier une attitude (la résistance au changement), mais une disposition à résister (Oreg, 2003a) afin de s'intéresser à l'impact du trait de personnalité sur l'attitude de résistance au changement. La disposition serait donc un antécédent de la résistance au changement qui réfère à la personnalité de l'individu (Oreg, 2003 a, Figure 1). Celle-ci, tout comme le contexte auquel l'individu fait face lors d'un changement, pourraient

avoir une influence sur cette résistance au changement. À noter également que, contrairement à la résistance au changement, la disposition à résister au changement peut être étudiée indépendamment d'un contexte particulier puisqu'elle réfère à un trait de personnalité.

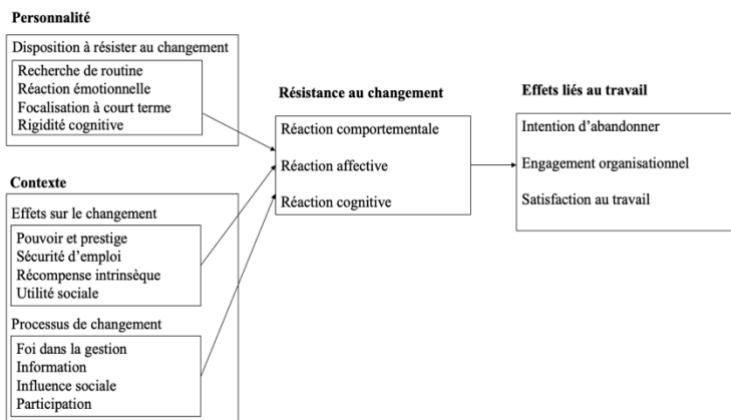


FIGURE 1. *Théorie de la résistance au changement (adapté d'après Oreg, 2003a)*

Afin de mesurer cette disposition à résister au changement, Oreg (2003a, 2003b) propose la « Resistance to Change Scale » (RTC, Annexe 1). Traduite et adaptée auprès de diverses nations (Angel et Steiner, 2013; Stewart et al., 2009a, 2009b), aucune adaptation francophone en contexte québécois n'a cependant été réalisée. Par conséquent, cette recherche a pour objectif de présenter un historique de la RTC, ses diverses adaptations et son adaptation transculturelle en contexte québécois, nommée l'échelle de disposition à résister au changement (ÉDRAC).

DISPOSITION À RÉSISTER AU CHANGEMENT

Les travaux d'Oreg (2003a, 2003b, 2006; Oreg et al., 2008, 2009; Oreg et Berson, 2011; Oreg et Goldenberg, 2015) portent entre autres sur la volonté de formuler une conception de la disposition générale à résister d'un individu. Oreg (2003b) définit cette dernière comme « un trait de personnalité qui reflète une attitude généralement négative face à un changement et une disposition à l'éviter ou à y résister » (p. 680). La disposition à résister au changement prédisposerait certaines personnes à montrer une réaction indésirable à un changement, et ce, même si ce dernier est docile et que son contexte est relativement accueillant (Oreg et al., 2008). En effet, certaines personnes résisteraient, et ce, sans égard au fait que le changement pourrait leur être bénéfique ou dans leurs intérêts.

Cette disposition jouerait donc un rôle important lors de l'évaluation du changement. Oreg (2003a) propose quatre dimensions à la disposition à résister au changement.

Dimensions de la disposition à résister au changement

1. La recherche de routine représente la façon dont les individus perçoivent les routines et la recherche d'environnements stables. En effet, les individus ont des besoins et un niveau de tolérance qui n'est pas la même que ce soit pour les routines ou la stimulation. Pourtant, des ajustements sont souvent nécessaires lors de changements organisationnels. Ainsi, l'individu à la recherche de routine pourrait agir comme une force négative allant à l'encontre de l'effort de changement (Tichy, 1983). Le changement serait alors vu comme une interruption dans ses routines et compromet son bien-être, ou dans le cas contraire, comme un moyen pour se nourrir, une stimulation au travail (Oreg, 2003a, 2003b, 2006).
2. La réaction émotionnelle reflète les réactions émotionnelles liées au changement imposé comme le fait que les individus se sentent stressés et mal à l'aise. Cette dimension recoupe la perte de contrôle (Conner, 1992) ou le stress (Judge et al., 1999). Selon Oreg (2003a, 2003b, 2006), si la réaction émotionnelle est forte, il se peut que ce soit en raison du fait que l'individu est plus susceptible de résister au changement. En ce sens, Oreg (2003a, 2003b, 2006) s'appuie sur Kanter (1985) pour préciser que l'être humain vit de nombreuses réactions émotionnelles lors de changement. Si ces dernières ne sont pas prises en compte, cela peut avoir un impact négatif sur le changement. Il ajoute d'ailleurs que ce sont les gestionnaires en mesure d'analyser les origines de la résistance qui seront dans la meilleure position pour trouver des solutions.
3. La focalisation à court terme implique les préoccupations vécues par les individus à l'égard des inconvenients à court terme que leur procure le changement par rapport aux avantages que le changement pourrait potentiellement amener. Bien que l'individu soit fondamentalement en accord, il peut résister au changement en raison des éléments à court terme qui peuvent être trop contraignants (Piderit, 2000). Lewin (1947, 1951) mentionne que le début du changement (phase de dégel) est ardu et demande plus d'effort. Selon Oreg (2003a, 2003b, 2006), les individus ne penseraient alors plus qu'aux demandes immédiates en omettant les objectifs et buts du changement.

4. La rigidité cognitive concerne une forme d'entêtement et une réticence à envisager des nouveautés et de nouvelles perspectives. Selon Oreg (2003a, 2003b, 2006), la réaction au changement pourrait être liée à la manière dont l'individu réfléchit et traite l'information de changement. L'individu qui fait preuve de rigidité cognitive serait étroit d'esprit et ne changerait pas facilement d'avis. Enfin, Oreg (2006) ajoute que l'emploi de cette dimension est justifié par le fait que les processus de pensée ont un effet direct sur la manière dont les individus se comportent ce qui pourrait résulter en une forme de résistance au changement.

Après avoir présenté le concept de la disposition à résister au changement, il convient d'abord de traiter de la manière dont Oreg (2003a, 2003b) a élaboré l'échelle de la RTC en contexte anglophone. Ensuite, le texte rapporte les diverses adaptations qui ont été réalisées sur la base de la RTC. Enfin, l'adaptation francophone en contexte québécois de cette échelle est présentée.

Élaboration de l'échelle anglophone de la disposition à résister au changement par Oreg

Sept études ont mené au développement de la RTC (Annexe 1). La première étude ($n=148$ étudiants et non-étudiants de l'Université Cornell) comprenant 44 items et six dimensions avait pour objectif d'établir l'existence d'une disposition à résister au changement en utilisant une échelle de réponse de type Likert allant de 1 (tout à fait en désaccord) à 7 (tout à fait d'accord). Diverses analyses ont mené au retrait de 29 items et à la réduction à quatre dimensions. Oreg (2003a, 2003b) propose deux versions de son échelle où deux items sont adaptés en fonction de la population (étudiants ou professionnels) (Annexe 1).

La deuxième étude, effectuée auprès de 197 employés de l'Université Cornell (version électronique) a permis de retenir une structure factorielle d'une dimension de deuxième ordre et de quatre dimensions de premier ordre. Afin de bonifier deux dimensions, un item a été ajouté à chacune d'elle, les items 13 et 15 (Annexe 1). La troisième étude consistait à répliquer la structure factorielle auprès de 134 étudiants inscrits à des cours introductifs de comportement organisationnel et de gestion des ressources humaines de l'Université Cornell. Elle incluait aussi le lien à divers questionnaires afin de fournir des preuves de validité de relation à d'autres variables (convergente et discriminante). Pour la quatrième étude ($n= 89$ étudiants de Cornell), les corrélations non significatives entre les dimensions de la RTC et la capacité cognitive apportent une preuve de validité de relation à d'autres variables (discriminante). La cinquième

étude ($n=44$ étudiants de Cornell) a permis à la RTC, plus particulièrement les dimensions focalisation à court terme et rigidité cognitive, de prédire des changements à l'horaire.

Pour la sixième étude, une régression logistique démontre que la RTC prédit de façon significative la susceptibilité des professeurs de Cornell ($n=67$) à essayer une nouvelle plateforme Web pour les cours et le temps nécessaire d'utilisation. La septième étude ($n=98$ membres du personnel et des étudiants de Cornell) testait le pouvoir prédictif de la RTC dans un contexte de changement imposé dans un contexte de relocalisation. Les employés ont répondu à différentes échelles avant et après la délocalisation, à un mois d'intervalle. Les résultats indiquent la stabilité temporelle de la RTC, ainsi que son pouvoir prédictif des réactions affectives et du fonctionnement au travail. Plus précisément, les sous-échelles recherche de routine, réaction émotionnelle et focalisation à court terme prédiraient la réponse affective au changement.

Ces sept études ont permis d'appuyer la validité des inférences faites à partir des données obtenues à la RTC. Le niveau de consistance interne est considéré satisfaisant pour les sept études. Les analyses factorielles exploratoire (étude 1) et confirmatoires (études 2 et 3) supportent le modèle à une dimension de deuxième ordre et quatre dimensions de premier ordre. Les corrélations avec divers questionnaires viennent fournir des preuves de validité de relation avec d'autres variables (convergente et discriminante; études 3 et 4). Les études 5, 6 et 7 appuient le pouvoir prédictif de l'échelle dans divers contextes. Enfin, l'étude 7 a permis de vérifier la stabilité temporelle de la RTC. Les corrélations entre les différentes dimensions varient selon les sept études : recherche de routine et réaction émotionnelle (entre 0,45 et 0,66); recherche de routine et focalisation à court terme (entre 0,51 et 0,78) et une étude où la relation est non significative; recherche de routine et rigidité cognitive (0,11 à 0,43 et une étude où la relation est non significative); réaction émotionnelle et focalisation à court terme (0,45 et 0,77 et une étude où la relation est non significative); réaction émotionnelle et rigidité cognitive (0,11 à 0,37 et deux études où la relation est non significative); focalisation à court terme et rigidité cognitive (seulement deux études sur sept obtiennent une relation statistiquement significative de 0,21).

ADAPTATION DE LA RTC DANS DIVERS CONTEXTES

La RTC a été adaptée à divers contextes par différents auteurs. D'abord, Oreg et al. (2008) ont procédé au processus de traduction inversée et de validation de la RTC dans 17 pays différents avec des étudiants

universitaires de 1^{er} cycle¹: trois versions anglophones [anglaise ($n= 204$), australienne ($n= 251$) et américaine ($n= 264$)], une chinoise ($n= 194$), une croate ($n= 246$), une tchèque ($n= 224$), une allemande ($n= 206$), une grecque ($n= 386$), une hébraïque ($n= 241$), une japonaise ($n= 337$), une lithuanien ($n= 212$), une espagnole ($n= 288$), une mexicaine ($n= 265$), une hollandaise ($n= 205$), une norvégienne ($n= 266$), une slovaque ($n= 171$) et une turque ($n= 241$). Les répondants devaient se prononcer à partir d'une échelle de réponse de type Likert allant de 1 (tout à fait en désaccord) à 6 (tout à fait d'accord)². Un deuxième questionnaire, le questionnaire des valeurs par portrait, a permis de vérifier les corrélations convergentes et divergentes. Le niveau de consistance interne est considéré satisfaisant pour l'ensemble des versions de la RTC (entre 0,72 et 0,88). Cependant, les valeurs pour chacune des dimensions ne sont pas présentées. Les analyses factorielles confirmatoires supportent le modèle à quatre dimensions corrélées, sauf pour un des trois indices d'ajustement du modèle pour la version slovaque. L'invariance configurale (impliquant une structure factorielle similaire pour les différents groupes) présente un ajustement acceptable, mais l'invariance métrique n'est atteinte avec un ajustement acceptable qu'après le retrait des contraintes pour les deux items inversés. La corrélation la plus élevée relie la réaction émotionnelle et la focalisation à court terme, alors que la corrélation la plus faible implique la rigidité cognitive et la réaction émotionnelle. Cependant, les corrélations entre les dimensions de la RTC par pays ne sont pas disponibles. Les corrélations des différentes dimensions de la RTC et celles du questionnaire des valeurs par portrait présentent plusieurs similitudes selon les différentes versions.

Puis, Stewart et al. (2009a) ont procédé au processus de traduction inversée en russe de la RTC auprès de 540 employés d'une chaîne de supermarché en Russie et de 420 employés d'une compagnie d'assurance privée en Ukraine³. Les résultats du modèle à quatre dimensions corrélées sont acceptables pour l'Ukraine et non-acceptables en Russie. Pour le modèle ukrainien, la dimension rigidité cognitive n'est pas liée aux trois autres dimensions, ce qui a mené les chercheurs à retiré cette dimension et testé un modèle à trois dimensions corrélées. Les résultats sont à la limite de l'acceptable pour la Russie et appréciable pour l'Ukraine. Les résultats de la comparaison du modèle à trois dimensions corrélées soutiennent l'invariance globale entre la Russie et l'Ukraine. Le niveau de consistance interne pour le total est considéré appréciable pour les deux pays, cependant les valeurs par dimensions sont considérées faibles et les auteurs proposent d'ajouter des items pour améliorer les résultats. Quant aux corrélations entre les dimensions, elles présentent plusieurs

différences entre les deux pays et avec les valeurs présentées par Oreg (2003a, 2003b), comme des corrélations négatives entre des dimensions.

Enfin, Angel et Steiner (2013) ont adapté (traduction inversée) la RTC dans le contexte de la France. La recherche a été menée auprès de 339 étudiants provenant de deux universités françaises touchés par un projet menant à favoriser l'emploi des jeunes de moins de 26 ans. Comme résultats, seul le niveau de consistance interne est présenté et la dimension recherche de routine possède une valeur inférieure à 0,60. Ces résultats laissent poindre quelques doutes sur les propriétés psychométriques de cette version. Quant aux corrélations entre les dimensions, elles présentent plusieurs différences avec les valeurs présentées par Oreg (2003a, 2003b).

Cette section présentait les diverses adaptations de la RTC. Diverses preuves de validité ont été fournies pour chacune de ces versions. Cependant, les chercheurs ne fournissent que de brèves informations concernant la traduction du questionnaire. De plus, aucun processus de validation ne semble avoir vérifié les corrélations concomitantes ou la stabilité de l'échelle. Enfin, les étapes recommandées par différents chercheurs (DeVellis, 2017; Hambleton, 2005; Vallerand, 1989) ne sont pas toutes présentées. La prochaine section traite de son adaptation transculturelle en contexte québécois.

ADAPTATION TRANSCULTURELLE EN CONTEXTE QUÉBÉCOIS

La présente recherche a été approuvée par le comité d'éthique de l'université d'attaché. La procédure utilisée pour effectuer l'adaptation transculturelle de la RTC et procéder au processus de validation de cette dernière en contexte québécois est inspirée des travaux de divers chercheurs (Beaton et al., 2007; DeVellis, 2017; Frenette et al., 2020; Hambleton, 2005; Vallerand, 1989). Elle se répartit selon quatre études : 1) préparation d'une version francophone préliminaire; 2) évaluation de la version préliminaire par des répondants du milieu de l'éducation; 3) prétest; 4) accumulation de preuves de validité auprès d'un échantillon tiré de la population étudiante de 1^{er} cycle. Le temps de passation de l'ÉDRAC est d'une quinzaine de minutes.

ÉTUDE 1 : PRÉPARATION D'UNE VERSION FRANCOPHONE PRÉLIMINAIRE

Cette première étude vise à préparer une version préliminaire des items de l'ÉDRAC en contexte québécois [traduction du questionnaire anglophone d'Oreg (2003a)]. Oreg (2003a, 2003b) a proposé une version différente pour deux items (6 et 9) à utiliser en fonction de la population

interrogée (travailleurs ou étudiants). Dans le cadre de la présente adaptation, la version pour étudiants a été utilisée.

Méthodologie

Quatre étapes ont été suivies. D'abord, pour les deux premières étapes, et selon les recommandations de divers auteurs (Beaton et al., 2007; Hambleton, 2005), deux traducteurs professionnels et agréés ont procédé à la méthode de traduction inversée (« *backward translation* »). Pour les deux dernières étapes, un comité d'experts composé de trois chercheurs travaillant sur la disposition à résister au changement, dont un possédant une expertise relative au processus d'adaptation transculturelle, a examiné la version préliminaire de l'ÉDRAC. Ce comité d'experts avait pour mandat de s'assurer de la justesse de la traduction des items et pouvait, au besoin, proposer des modifications afin qu'il soit le plus représentatif de la version originale, tout en étant cohérent avec la culture en place. Lors de désaccords sur la traduction, le comité s'est adjoint un professeur (bilingue français/anglais) en vue d'améliorer la traduction. Le comité d'experts a évalué la pertinence des items (de 1= pas du tout pertinent à 7= tout à fait pertinent) et la clarté (de 1= pas du tout clair à 7= tout à fait clair), ainsi que l'appariement item-dimension.

Résultats

À la première étape, un traducteur de langue maternelle française a produit une version francophone à partir de celle anglophone. À la deuxième étape, le second traducteur de langue maternelle anglaise a réalisé une version anglophone (sans consulter la version originale) à partir de la version francophone. À la troisième étape, les deux versions anglophones ont été comparées (initiale et double traduction) par le comité d'experts. Après analyse, ce dernier a fait des ajustements mineurs à 12 des 17 items. Au cours de cette réflexion, le comité d'experts n'avait pas réussi à obtenir de consensus pour cinq items (recherche de routine : 2, 4; et rigidité cognitive : 10, 11 et 13). Un professeur bilingue a proposé des modifications pour ces items.

En dernière étape, les trois experts ont jugé les items clairs (moyenne variant entre 6,33 et 7). En ce qui concerne la pertinence, seul l'item 14 présente une moyenne de 5, les autres items ayant une moyenne de 6 et plus. Les résultats obtenus, que cela soit pour l'évaluation de la clarté ou pour celle de la pertinence, sont considérés satisfaisants au sens de Vallerand (1989). Quant à l'appariement des items à la dimension correspondante, seuls les items 1, 9, 10 et 15 n'ont pas obtenu un accord unanime, un des experts se différenciait de ses collègues. Pour terminer,

le comité d'experts a révisé l'échelle une ultime fois et l'a considéré satisfaisante.

Conclusion

Les quatre étapes de cette première étude ont mené à la version francophone préliminaire de l'ÉDRAC. Le processus retenu permet de s'assurer de la justesse de la traduction et de conserver le sens initial des items.

ÉTUDE 2 : ÉVALUATION DE LA VERSION PRÉLIMINAIRE

Cette deuxième étude a pour objectif de vérifier la clarté et la pertinence des items de la version préliminaire de l'ÉDRAC par des répondants (Vallerand, 1989) du milieu de l'éducation. Plus précisément, son but est de s'assurer que les items soient compréhensibles, sans ambiguïté et dans un langage approprié.

Méthode

Un comité formé de sept enseignants (trois hommes et quatre femmes, ayant entre cinq et 20 années d'expérience) a examiné la version préliminaire francophone de l'ÉDRAC. Les chercheurs ont choisi ces enseignants pour leur connaissance du milieu éducatif et parce que ces derniers possèdent plusieurs années d'expérience, ayant déjà vécu plusieurs changements au cours de leur carrière (p. ex. : la dernière réforme scolaire). Sur les sept enseignants, six étaient encore en activité; un avait quitté le métier depuis une dizaine d'années. Ce comité d'enseignants devait évaluer la clarté des items (de 1 = pas du tout clair à 7 = tout à fait clair) et leur pertinence (de 1 = pas du tout pertinent à 7 = tout à fait pertinent).

Résultats

Pour ce qui est de l'évaluation de la clarté, un seul item (9) présente une moyenne inférieure à 6, soit 3,57. La formulation inversée de cet item a pu amener les enseignants à l'identifier comme étant peu clair. La clarté des autres items de l'échelle est considérée satisfaisante (moyenne variant entre 4,14 et 6,85), et ce, selon les critères de Vallerand (1989). En ce qui a trait à l'évaluation de la pertinence, l'item 14 a obtenu une moyenne inférieure à 4 ($M= 3,57$). Tout comme l'item 9, la formulation inversée de cet item a pu amener les enseignants à l'identifier comme non pertinent. Les autres items ont obtenu des moyennes jugées acceptables (entre 4,14 et 6,43).

Conclusion

Cette étude avait pour but de s'assurer de la compréhension des items par des répondants du milieu éducatif. L'évaluation de la clarté et de la pertinence a permis de relever deux items (9 et 14) dont la clarté ou la pertinence sont plus faibles que celles des autres items. Ces deux items (qui doivent être inversés) sont donc à surveiller lors des études subséquentes.

ÉTUDE 3 : PRÉTEST

Cette troisième étude vise à mettre à l'essai les items de l'ÉDRAC auprès d'échantillons de la population étudiante universitaire visée. Les informations obtenues sur les qualités psychométriques de l'ÉDRAC permettront d'effectuer des ajustements aux items au besoin pour la prochaine étape.

Méthode

La direction de deux départements (sciences de l'éducation et sciences de la gestion) d'une université francophone au Québec a été contactée pour obtenir l'autorisation de collecter les données auprès de leurs étudiants. La passation de l'échelle s'est effectuée pendant les heures de classe à la suite de l'approbation des professeurs concernés. Le temps de passation était d'environ une quinzaine de minutes.

Cette étude s'est déroulée auprès de deux échantillons d'étudiants : 1) 21 étudiants bilingues finissants (12 femmes et 9 hommes) de 1^{er} cycle en enseignement de l'anglais et 2) 36 étudiants de 2^e cycle en éducation (25 femmes et 11 hommes). Le premier échantillon a répondu aux deux versions (anglophone et francophone) à deux reprises (temps 1 et temps 2), et ce, à une semaine d'intervalle. Le deuxième échantillon a répondu à la version francophone préliminaire de l'ÉDRAC à deux reprises. Pour des raisons liées à la disponibilité des étudiants, la passation s'est effectuée à deux semaines d'intervalle. Le recours à deux échantillons vise à obtenir une évaluation préliminaire des qualités psychométriques de l'ÉDRAC; le premier permettant de vérifier la stabilité selon la langue et le second la stabilité temporelle.

Différentes analyses sont utilisées pour vérifier les qualités psychométriques de l'ÉDRAC. Une corrélation item-total, effectuée par dimension, inférieure à 0,30 est considérée problématique (Crocker et Algina, 2006). La moyenne des corrélations entre les items de la même dimension doit être plus élevée que celle d'un item avec ceux des autres dimensions. Un seuil de 0,70 est considéré appréciable pour la consistance

interne (DeVellis, 2017; Kline, 2015; Nunnally, 1978). Des tests-t pour échantillon unique ont permis de comparer les moyennes avec celles obtenues par Oreg (2003a, 2003b). Les corrélations servent à vérifier la stabilité dans le temps et selon la langue (français-anglais, test-retest).

Résultats pour l'échantillon I

En ce qui concerne les corrélations interitems, quatre items sont considérés problématiques : deux items (5 et 6) pour la version anglophone (temps 1) et deux items (1 et 4) pour la version francophone (temps 2). Le niveau de consistance interne varie entre 0,58 et 0,77 (temps 1) et entre 0,75 et 0,87 (temps 2) pour la version francophone. Pour la version anglophone, le niveau de consistance interne varie entre 0,65 et 0,79 (temps 1) et entre 0,66 et 0,88 (temps 2). Un seul item (4) présente une corrélation item-total problématique (-0,04), soit au temps 1 pour la version francophone. Aucun autre item n'a présenté une corrélation item-total problématique (temps 1/temps 2; francophone/anglophone).

Les moyennes par dimension se situent entre 2,83 et 3,92 au temps 1 et entre 3,08 et 4,05 au temps 2 pour la version francophone (voir Tableau I). Celles de la version anglophone se situent entre 2,88 et 3,85 au temps 1 et entre 3,01 et 4,00 au temps 2. Des tests-t pour échantillon unique ont été effectués pour comparer les moyennes aux valeurs rapportées par Oreg (2003a). Seule la dimension réaction émotionnelle présente une différence significative en faveur de la version anglophone au temps 1.

TABLEAU I. Moyennes et test-t aux temps 1 et 2 pour l'échantillon I

	Temps 1 FR			Temps 2 FR			Temps 1 ANG			Temps 2 ANG			
	Valeur	M	t	Sig.	M	t	Sig.	M	t	Sig.	M	t	Sig.
RR ^a	3,03	2,86	-0,82	0,42	3,08	0,22	0,83	2,88	-0,73	0,47	3,01	-0,04	0,97
RE ^b	3,58	2,87	-3,07	0,01	3,28	-1,38	0,19	2,93	-2,97	0,01	3,20	-1,77	0,10

FCT ^a	3,06	2,83	-0,79	0,44	3,26	0,67	0,51	2,88	-0,73	0,48	3,25	0,61	0,55
------------------	------	------	-------	------	------	------	------	------	-------	------	------	------	------

RC ^d	3,49	3,92	1,62	0,12	4,05	1,85	0,09	3,85	1,31	0,21	4,00	1,60	0,13
-----------------	------	------	------	------	------	------	------	------	------	------	------	------	------

^a recherche de routine. ^b réaction émotionnelle. ^c focalisation à court terme. ^d rigidité cognitive. ^e valeurs rapportées par Oreg (étude 3, 2003a).

La corrélation entre les dimensions, aux temps 1 et 2, pour la version francophone varie entre 0,81 et 0,92; du côté anglophone elle varie entre 0,78 et 0,89. La corrélation entre les dimensions pour les versions francophone et anglophone au temps 1 se situe entre 0,88 et 0,91; pour le temps 2, elle varie entre 0,85 et 0,98.

Résultats pour l'échantillon 2

L'analyse de la moyenne des corrélations interitems indiquent que seul l'item 1 est identifié problématique au temps 1 et 2. Le niveau de consistance interne varie entre 0,66 et 0,77 au prétest et entre 0,58 et 0,86 au posttest. Les analyses portant sur la corrélation item-total ne révèlent aucun item problématique. Les moyennes des dimensions se situent entre 2,58 et 3,69 au temps 1 et entre 2,72 et 3,66 au temps 2. Les tests-t pour échantillon unique comparant les moyennes aux temps 1 et 2 avec celles d'Oreg (2003a) indiquent que seule la dimension 3 focalisation à court terme présente une différence significative aux deux temps. Les corrélations entre les dimensions aux temps 1 et 2 sont représentées au Tableau 2. La corrélation (indiquant la stabilité temporelle) entre le temps 1 et le temps 2 varie entre 0,73 et 0,81.

TABLEAU 2. Statistiques descriptives et corrélations aux temps 1 et 2 pour l'échantillon 2

^a recherche de routine. ^b réaction émotionnelle. ^c focalisation à court terme. ^d rigidité cognitive. ^e $p < .05$. ^f $p < .01$.

	Temps 1				Temps 2				Temps 1				Temps 1 et 2				Temps 2			
	n	M	E-T	n	M	E-T	2	3	4	1	2	3	4	2	3	4	2	3	4	
RR ^a	36	3,08	0,94	32	3,08	0,81	0,47 ^{**}	0,39 [*]	-	0,80 ^{**}	0,38 [*]	0,60 ^{**}	-0,13	0,39 [*]	0,53 ^{**}	-	0,10	-	-	
RE ^b	36	3,32	0,95	32	3,29	0,96		0,60 ^{**}	0,10	0,33	0,79 ^{**}	0,60 ^{**}	-0,17		0,69 ^{**}	-	0,20	-	-	
FCT ^c	36	2,58	0,95	32	2,72	1,13			0,01	0,43 [*]	0,62 ^{**}	0,81 ^{**}	-0,03					0,10		
RC ^d	36	3,69	1,15	32	3,66	0,94				-0,18	-0,10	0,10	0,73 ^{**}							

Conclusion

Cette troisième étude a permis de mettre à l'essai les items de l'ÉDRAC auprès de deux échantillons tirés de la population étudiante universitaire visée. L'analyse à partir des corrélations interitems et de la corrélation item-total ont permis d'identifier des items problématiques. Cependant, aucun item n'est identifié à répétition, sauf peut-être l'item 1. Le niveau de consistance interne le plus bas étant de 0,58 pour de petits échantillons, comme c'est le cas dans cette troisième étude, laisse présager de meilleurs résultats avec de grands échantillons. Les comparaisons de moyennes effectuées ne démontrent que peu des différences dans le temps. Enfin, la stabilité selon la langue est considérée satisfaisante pour les quatre dimensions; la valeur la plus petite étant de 0,85. Quant à la stabilité temporelle, elle est considérée satisfaisante aussi avec la plus petite valeur de 0,73 après deux semaines.

ÉTUDE 4 : ÉVALUATION DES PREUVES DE VALIDITÉ

Cette dernière étape permet de présenter un portrait de la résistance aux changements chez des étudiants universitaires d'une université francophone. Elle permettra aussi de présenter les qualités psychométriques de l'ÉDRAC dans le contexte québécois. Une seconde échelle portant sur la solitude (Lussier, 1992) a été soumise aux répondants. En effet, la solitude est reconnue comme étant une dimension qui peut avoir une incidence sur la qualité de vie des étudiants universitaires (Ozben, 2013; Stoliker et Lafrenière, 2015), tout comme la résistance au changement (Oreg et al., 2011). La solitude serait liée positivement à la résistance au changement (Harvey et Broyles, 2010; Smith et Scott, 1990).

Méthode

La population contactée est l'ensemble des étudiants de 1^{er} cycle des départements des sciences de l'éducation et des sciences de l'activité physique, ainsi que de génie et de gestion. Un courriel sollicitant leur participation leur a été transmis par le secrétariat de leur école ou département respectif. Ce courriel comprenait un lien qui leur permettait de rejoindre la page Internet du questionnaire en ligne. Les étudiants devaient remplir l'ÉDRAC (17 items, répartis en quatre dimensions) évaluée par une échelle de type Likert allant de 1 (tout à fait en désaccord) à 7 (tout à fait d'accord). La version à 7 points a été favorisée, car c'est celle qui a été la plus utilisée par Oreg (2003a, 2003b). Les participants devaient aussi compléter l'échelle de solitude de Lussier

(1992) qui comporte 20 items évalués à l'aide d'une échelle de type Likert en cinq points allant de 1 (totalement en désaccord) à 5 (tout à fait en accord). L'échelle de solitude est unidimensionnelle. Dans cette présente recherche, l'échelle présente une consistance interne appréciable de 0,91.

Un total de 294 étudiants, soit 201 femmes (68,4 %) et 93 hommes (31,6 %) a rempli les deux questionnaires. Cet échantillon rencontre les critères suggérés par Hambleton (2005) et DeVellis (2017) qui proposent un échantillon minimal de 200 personnes pour un questionnaire comportant moins de 20 items. Pour ce qui est de l'âge des répondants, 170 (57,8 %) étaient âgés entre 20 et 24 ans, 41 (13,9 %) entre 25 et 29 ans, 25 (8,5 %) entre 30 et 34 ans, 24 (8,2 %) de 19 ans ou moins. 13 (4,4 %) entre 40 et 44 ans, 9 (3,1 %) entre 35 et 39 ans, 7 (2,4 %) entre 45 et 49 ans, 3 (1 %) entre 50 et 54 ans et 2 (0,7 %) entre 50 et 54 ans. Les participants étaient inscrits en sciences de l'éducation (153; 52 %), en gestion (82; 27,9 %), en ingénierie (28; 9,5 %), en sciences de l'activité physique (20; 6,8 %), en comptabilité (6; 2 %) et autres programmes (5; 1,7 %).

L'ensemble des analyses réalisées lors du prétest (étude 3) ont été reproduites. De plus, une analyse factorielle confirmatoire a été effectuée afin de vérifier l'ajustement du modèle à quatre dimensions corrélées aux données. Trois indices sont utilisés pour vérifier l'ajustement du modèle aux données : CFI (Bentler, 1990), NNFI (Tucker et Lewis, 1973) et RMSEA (Steiger, 1990). Un modèle présentant une valeur supérieure à 0,90 pour le CFI et NNFI est jugé adéquat (Schumacker et Lomax, 1996), une valeur supérieure à 0,95 est considérée appréciable. Selon Browne et Cudeck (1993) ainsi que Marsh et al. (2005), une valeur du RMSEA inférieure à 0,08 est considérée comme acceptable alors qu'une valeur de 0,05 est considérée comme appréciable.

Résultats

L'analyse de la moyenne des corrélations interitems n'indique pas d'item problématique. Aucun item ne présente une corrélation item-total inférieure à 0,30. Le niveau de consistance pour chacune des quatre dimensions est considéré satisfaisant. Les moyennes et écarts-types obtenus à l'aide de l'échelle traduite (voir Tableau 3) ont été comparés à celles obtenues avec la version originale Oreg (2003a, 2003b). Les moyennes sont plus élevées dans la version de l'ÉDRAC pour les dimensions recherche de routine et rigidité cognitive, mais plus basses pour les dimensions réaction émotionnelle et focalisation à court terme. Les corrélations entre les dimensions sont légèrement plus faibles que celles obtenues par Oreg (2003a, 2003b).

TABLEAU 3. Matrice de corrélation entre les dimensions de l'ÉDRAC et l'échelle de solitude

	N	M	E-T	M ^f	E-T ^f	α ^f	2	3	4	5
RR ^a	293	3,39	1,077	3,03	0,64	0,76	0,52**	0,53**	0,23**	0,14*
RE ^b	293	3,47	1,144	3,58	0,83	0,82		0,72**	0,20**	0,24**
FCT ^c	293	3,00	1,241	3,06	0,89	0,85			0,20**	0,28**
RC ^d	293	3,65	1,134	3,49	0,85	0,75				-0,01
SOL ^e	288	1,76	0,45	-	-	0,91				

^a recherche de routine. ^b réaction émotionnelle. ^c focalisation à court terme. ^d rigidité cognitive

^e Échelle de solitude. (^f Valeurs rapportées par Oreg (étude 3, 2003a, 2003b). *p < .05. **p < .01.

Les résultats de l'analyse factorielle confirmatoire indiquent de bons indices d'ajustement du modèle à quatre dimensions corrélées aux données : SB $\chi^2 = 265,24$, dl = 113, NNFI = 0,962, CFI = 0,968, RMSEA = 0,069 [0,058; 0,079]. Le CFI et le NNFI indiquent un ajustement appréciable, tandis que le RMSEA indique un ajustement acceptable. Tous les liens entre les dimensions et les items sont significatifs (voir Figure 2), ainsi que les corrélations entre les différentes dimensions.

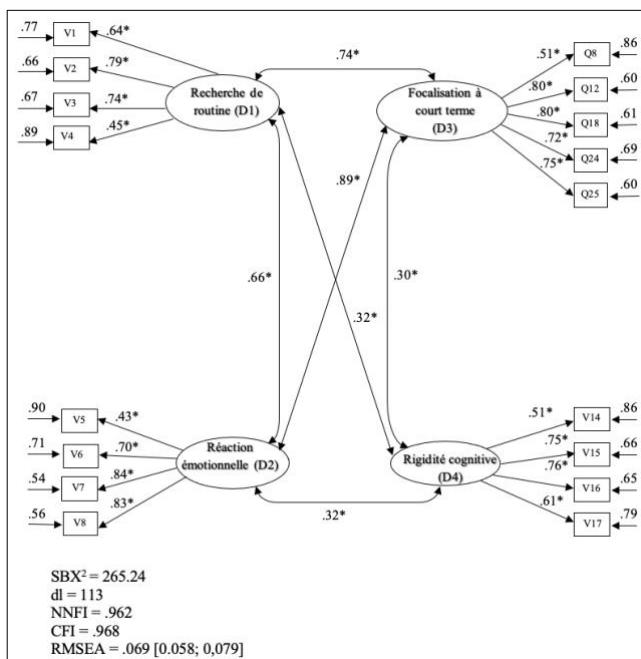


FIGURE 2. Modèle structurel à quatre dimensions

Enfin, la solitude présente une corrélation d'intensité moyenne (entre 0,20 et 0,30) avec les dimensions réaction émotionnelle et focalisation à court terme, mais faible avec la dimension recherche de routine. Pour la relation entre l'échelle de solitude et la dimension rigidité cognitive, la corrélation est non significative (voir Tableau 3). Ces résultats apportent des informations nouvelles sur les potentiels liens entre la solitude et la disposition à résister au changement et sont en accord avec les présomptions de Harvey et Broyles (2010), Martin et McGrevin (1990) ainsi que Smith et Scott (1990).

Conclusion

Cette quatrième étude a permis d'appuyer les inférences faites à partir des données obtenues à l'ÉDRAC (voir la version finale de l'échelle en Annexe 2). Les qualités psychométriques à l'issue de cette étude sont considérées satisfaisantes (corrélations item-total, corrélations interitems, consistance interne et structure factorielle). Les différences de corrélations et de moyennes avec la version d'Oreg (2003; Annexe 1) permettent de mettre en lumière les particularités de la version québécoise. La dimension

rigidité cognitive semble être d'ailleurs moins corrélée aux autres dimensions du côté francophone, ce qui était également problématique dans la version ukrainienne (Stewart et al., 2009a). Ces résultats doivent être investigués afin d'en comprendre les raisons. En outre, les corrélations concomitantes entre l'ÉDRAC et l'échelle de solitude permettent de fournir une preuve de validité de relations avec d'autres variables.

CONCLUSION

Cet article visait à présenter l'historique de la RTC et à proposer une adaptation transculturelle québécoise (ÉDRAC) de la version étudiante, et ce, en utilisant une procédure rigoureuse répartie en quatre études. Cette adaptation permet, à partir de quatre dimensions, d'évaluer la disposition à résister, un trait reflétant une attitude négative à l'égard du changement.

L'historique a présenté les sept études qui ont permis à Oreg (2003a, 2003b) de proposer la version originale de la RTC. Cette version est appuyée par diverses preuves de validité : de contenu, processus de réponse, structure interne (structure factorielle, consistance interne, stabilité temporelle et stabilité selon la langue), relation à d'autres variables (corrélations convergentes, divergentes et discriminantes, prédition). Cependant, les preuves de validité de conséquence semblent peu étayées.

Différentes adaptations transculturelles ont été produites pour plus de 20 pays. La plupart présentent de bonnes qualités psychométriques, sauf pour la Russie et la France. Bien souvent ces adaptations se limitent sur le plan de la validité qu'à vérifier des éléments de la structure interne (consistance interne et structure factorielle) et occultent les autres sources de validité. Par exemple, le processus de traduction est peu documenté dans les études française (Angel et Steiner, 2013), russe et ukrainienne (Stewart et al., 2009a) et pour l'étude incluant 17 pays d'Oreg et al. (2008). De même, dans l'étude d'Oreg et al. (2008), c'est le niveau de consistance interne qui n'est pas présenté par dimension et les corrélations entre les dimensions sont absentes.

Dans la présente recherche, les quatre études réalisées pour l'adaptation en contexte québécois ont permis de maximiser l'accumulation de preuves de validité (Downing, 2003), selon le modèle des « *Standards for Educational and Psychological Testing* » (AERA et al., 2014) reposant sur les travaux de Messick (1995) : contenu, processus de réponses, structure interne, relations avec d'autres variables et conséquences. Les deux premières études (1 et 2) ont permis d'appuyer la validité de contenu en faisant appel à des traducteurs et à des professionnels du milieu de l'éducation afin de

conserver le sens initial des items. Pour le processus de réponse, l'échelle utilisée en sept points est un format connu des répondants et est conforme à la version présentée en annexe dans la thèse d'Oreg (2003a). Quant aux deux dernières études (3 et 4), elles ont permis de fournir des preuves de validité pour la structure interne (corrélations item-total et corrélations interitems, consistance interne, structure factorielle, stabilité selon la langue, stabilité temporelle, comparaison de la moyenne avec les valeurs présentées par Oreg (2003a) et de relation avec d'autres variables (corrélation avec une échelle de solitude).

Bien que la présente recherche ait reposé sur une approche rigoureuse, elle n'est pas exempte de limites. Tout d'abord, le nombre de répondants ($n=294$) reste restreint. Un échantillon plus grand d'étudiants ayant vécu un changement important dans leurs études permettrait de bonifier les résultats. Cette recherche s'articule autour de la version pour la population étudiante. Elle ne permet donc pas d'assurer que des résultats similaires seraient obtenus pour la version spécifique au contexte de travail. Aussi, l'échelle de réponse de type Likert en sept points utilisée dans cette recherche est différente de celle en six points utilisée dans certaines adaptations de la RTC. Les informations concernant ce changement sont peu ou pas présentes dans la littérature. Enfin, d'autres preuves de validité (p. ex. : généralisabilité, fonctionnement différentiel d'items, corrélations avec des échelles de mesure autres que celle de la solitude) sont nécessaires pour appuyer son utilisation dans d'autres contextes éducatifs.

Pour conclure, l'adaptation en contexte québécois de la RTC (ÉDRAC) présente diverses preuves de validité et présente des résultats en ligne avec les différentes adaptations et la version originale. Ainsi, cette adaptation permet de répondre aux besoins des chercheurs souhaitant étudier la disposition à résister au changement en contexte francophone tout en restant conforme à sa représentation conceptuelle. Des recherches futures doivent être menées afin de fournir des preuves de validité auprès d'autres populations. Cette échelle reste pertinente et peut mener à diverses études cherchant, par exemple, à cerner et accompagner les personnalités qui semblent d'emblée réfractaires à l'idée de changer.

NOTES

1. Les informations plus précises sur la population ne sont pas transmises par les auteurs de cette recherche.
2. Les raisons qui ont poussé les auteurs à modifier l'échelle de Likert ne sont pas précisées par les auteurs.
3. Les informations plus précises sur la population ne sont pas transmises par les auteurs de cette recherche.

RÉFÉRENCES

- American Educational Research Association (AERA), American Psychological Association (APA), et National Council on Measurement in Education (NCME) (Dir.). (2014). *Standards for educational and psychological testing*. American Educational Research Association. https://www.testingstandards.net/uploads/7/6/6/4/76643089/standards_2014edition.pdf
- Angel, V. et Steiner, D. D. (2013). « Je pense, donc je résiste » : Théorie de justice et personnalité dans l'explication de la résistance au changement. *Revue internationale de psychologie sociale*, 1(26), 61-99. <https://shs.cairn.info/revue-internationale-de-psychologie-sociale-2013-1-page-61?lang=fr>.
- Bareil, C. (2008). Démystifier la résistance au changement : questions, constats et implications sur l'expérience du changement. *Télescope*, 14(3), 89-105. https://telescope.enap.ca/telescope/docs/index/vol_14_no_3/telv14n3_bareil.pdf
- Bareil, C. (2013). Two paradigms about resistance to change. *Organization Development Journal*, 31(3), 59-71.
- Beaton, D., Bombardier, C., Guillemin, F. et Ferraz, M. B. (2007). Recommendations for the cross-cultural adaptation of the DASH & QuickDASH outcome measures. *Institute for Work & Health*, 1(1), 1-45. https://dash.iwh.on.ca/sites/dash/files/downloads/cross_cultural_adaptation_2007.pdf
- Bentler, P. M. (1990). Comparative fit indexes in structural models. *Psychological Bulletin*, 107(2), 238-246. <https://doi.org/10.1037/0033-2909.107.2.238>
- Browne, M. W. et Cudeck, R. (1993). Alternative ways of assessing model fit. Dans K. A. Bollen et J. S. Long (Dir.), *Testing Structural Models* (p. 136-162). Sage Publications.
- Charbonnier-Voirin, A. (2013). L'influence des traits de personnalité sur les composantes de la performance adaptative des salariés. *Revue de gestion des ressources humaines*, 2(88), 17-32. <https://doi.org/10.3917/grhu.088.0017>.
- Coch, L. et French, J. R. (1948). Overcoming resistance to change. *Human Relations*, 1, 512-532. <https://doi.org/10.1177/001872674800100>
- Collerette, P. (2008). Pour une gestion du changement disciplinée dans l'administration publique. *Télescope*, 14(3), 33-49. https://telescope.enap.ca/Telescope/docs/Index/Vol_14_no_3/Telv14n3_Collerette.pdf
- Conner, D. R. (1992). *Managing at the speed of change how resilient managers succeed and prosper where others fail*. Random House.
- Crocker, L. et Algina, J. (2006). Introduction to classical and modern test theory. Dans *Introduction to classical and modern test theory* (3^e éd.). Thomson Learning.
- DeVellis, R. F. (2017). *Scale development : theory and applications* (4^e éd.). Sage Publications.
- Downing, S. M. (2003). Validity : On Meaningful Interpretation of Assessment Data. *Medical Education*, 37(9), 830-837. <https://doi.org/10.1046/j.1365-2923.2003.01594.x>
- Duclos, A.-M. (2015). La résistance au changement : un concept désuet et inapproprié en éducation. *Psychologie & Éducation*, 1, 33-45.
- Foote, N. (2001). The futility of resistance. Computerworld. <https://www.computerworld.com/article/2589854/the-futility-of-resistance-to-change-.html>
- Frenette, E., Fontaine, S., Hébert, M.-H., et Éthier, M. (2020). Étude sur la propension à tricher aux examens à l'université : élaboration et processus de validation du Questionnaire sur la tricherie aux examens à l'université (QTEU). *Mesure et évaluation en éducation*, 42(2). <https://doi.org/10.7202/1071514ar>

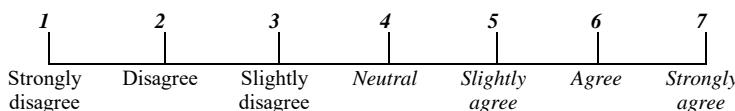
- Gather Thurler, M. (2000). *Innover au cœur de l'établissement scolaire*. ESF Éditeurs.
- Hambleton, R. K. (2005). Issues, designs, and technical guidelines for adapting test into multiple languages and cultures. Dans R. K. Hambleton, P. F. Merenda et C. D. Spielberger (Dir.), *Adapting educational and psychological tests for cross-cultural assessment* (Lawrence, E., p. 3-38). Lawrence Erlbaum Associates, Inc. <https://doi.org/10.4324/9781410611758>
- Harvey, T. R. et Broyles, E. A. (2010). *Resistance to change : a guide to harnessing its positive power*. Rowman & Littlefield Education.
- Herscovitch, L. (2003). *Resistance to organizational change : Toward a multidimensional conceptualization*. Thèse de doctorat. University of Western Ontario. <https://www.proquest.com/docview/305084941>
- Judge, T. A., Thoresen, C. J., Pucik, V. et Welbourne, T. M. (1999). Managerial coping with organizational change : A dispositional perspective. *Journal of Applied Psychology*, 84(1), 107. <https://doi.org/10.1037/0021-9010.84.1.107>
- Kanter, R. M. (1985). Managing the human side of change. *Management Review*, mars-avril, 52-56. <http://ereserve.library.utah.edu/Annual/ELP/6110/Fraser/kanter.pdf>
- Kline, P. (2015). *A handbook of test construction (psychology revivals) : introduction to psychometric design*. Routledge.
- Kotter, J. P. et Schlesinger. (2008). Choosing strategies for change. *Harvard Business Review*, 57(2), 106-114. https://projects.iq.harvard.edu/files/sdpfellowship/files/day3_2_choosing_strategies_for_change.pdf
- Larouche, C., Beauchesne, R., Boucher, C., Deschenaux, F., Gauthier, R., Huot, A., Larouche, R., Martin, P.-A. et Vachon, I. (2021). Module 2 : Aperçu sociohistorique. Dans Site internet Organisation de l'éducation au Québec (OEQ). Université du Québec.
- Legendre, R. (2005). Dictionnaire actuel de l'éducation. Dans *Dictionnaire de l'éducation* (3e éd.). Guérin.
- Levasseur, L. (2006). Décentralisation et concurrence dans le système d'éducation québécois et leurs effets sur le travail des enseignants. *Revue des HEP*, 5, 15-28. <https://revuedeshep.ch/pdf/05/2006-5-Levasseur.pdf>
- Lewin, K. (1947). Frontiers in group dynamics. *Human Relations*, 1(1), 5-41. <https://doi.org/10.1177/001872674700100103>
- Lewin, K. (1951). *Field theory in social science*. Harper. <https://doi.org/10.1177/000271625127600135>
- Lewis, B. (1999). Change can be painful, so it's natural for people all over the company to resist. *InfoWorld*, 21(24), 83-84.
- Loi Zedda, M. (2020). *Résistance au changement des directeurs d'établissement d'enseignement : relations avec leur sentiment d'efficacité personnelle lié au travail et leur leadership transformatif*. Thèse de doctorat. Université du Québec à Trois-Rivières, <https://depot-e.uqtr.ca/id/eprint/9309/1/eprint9309.pdf>
- Loi Zedda, M., Thibodeau, S., Frenette, É. et Forget, P. (2018). A French-Canadian transcultural adaptation of the Resistance to change scale (RTC). Communication présentée au *World Congress on Éducation 2018* (WCOE 2018). Dublin, Ireland.
- Lussier, Y. (1992). *Traduction française de la version 3 du UCLA Loneliness Scale (Russell et Cutrona, 1988)*. Document inédit, Département de psychologie, Université du Québec à Trois-Rivières.

- Marsh, H. W., Ellis, L. A., Parada, R. H., Richards, G. et Heubeck, B. G. (2005). A short version of the self-description questionnaire II : Operationalizing criteria for short-form evaluation with new applications of confirmatory factor analyses. *Psychological Assessment*, 17(1), 81-102. <https://doi.org/10.1037/1040-3590.17.1.81>
- Martin, K. et McGrevin, C. (1990). Making Mathematics Happen. *Educational Leadership*, 47(8), 20-22.
- Messick, S. (1995). Validity of psychological assessment : Validation of inferences from persons' responses and performances as scientific inquiry into score meaning. *American Psychologist*, 50(9), 741-749. <https://doi.org/10.1037/0003-066X.50.9.741>
- Nunnally, J. C. (1978). *Psychometric theory* (2^e éd.). McGraw-Hill.
- Oreg, S. (2003a). *Antecedents and consequences of resistance to organizational change*. Thèse de doctorat. Cornell University.
- Oreg, S. (2003b). Resistance to change : Developing an individual differences measure. *Journal of Applied Psychology*, 88(4), 680-693. <https://doi.org/10.1037/0021-9010.88.4.680>
- Oreg, S. (2006). Personality, context, and resistance to organizational change. *European Journal of Work and Organizational Psychology*, 15(1), 73-101. <https://doi.org/10.1080/13594320500451247>
- Oreg, S., Bayazit, M., Vakola, M., Arciniega, L., Armenakis, A., Barkauskiene, R., Bozionelos, N., Fujimoto, Y., González, L., Han, J., Hřebíčková, M., Jimmieson, N., Kordačová, J., Mitsuhashi, H., Mlačić, B., Ferić, I., Topić, M. K., Ohly, S., Saksvik, P. Ø., ... van Dam, K. (2008). Dispositional resistance to change : Measurement equivalence and the link to personal values across 17 nations. *Journal of Applied Psychology*, 93(4), 935-944. <https://doi.org/10.1037/0021-9010.93.4.935>
- Oreg, S. et Berson, Y. (2011). Leadership and employee's reactions to change : The role of leader's personal attributes and transformational leadership style. *Personnel Psychology*, 64, 627-659. <https://doi.org/10.1111/j.1744-6570.2011.01221.x>
- Oreg, S. et Goldenberg, J. (2015). *Resistance to innovation : its sources and manifestations*. The University of Chicago Press.
- Oreg, S., Nevo, O., Metzer, H., Leder, N. et Castro, D. (2009). Dispositional resistance to change and occupational interests and choices. *Journal of Career Assessment*, 17(3), 312-323. <https://doi.org/10.1177/1069072708330599>
- Oreg, S., Vaklova, M. et Armenakis, A. (2011). Change recipients' reactions to organizational change : A 60-year review of quantitative studies. *The Journal of Applied Behavioral Science*, 47(4), 461-524. <https://doi.org/10.1177/0021886310396550>
- Ozben, S. (2013). Social skills, life satisfaction, and loneliness in Turkish university students. *Social Behavior and Personality*, 41(2), 203-214. <https://doi.org/10.2224/sbp.2013.41.2.203>
- Piderit, S. K. (1999). *Navigating relationships with coworkers : Understanding employees' attitudes toward an organizational change*. Thèse de doctorat. University of Michigan. <https://hdl.handle.net/2027.42/131753>
- Piderit, S. K. (2000). Rethinking resistance and recognizing ambivalence : A multidimensional view of attitudes toward an organizational change. *The Academy of Management Review*, 25(4), 783-794. <https://doi.org/10.2307/259206>
- Raza, S. A. et Standing, C. (2011). A systemic model for managing and evaluating conflicts in organizational change. *Systemic Practice and Action Research*, 24(3), 187-210. <https://doi.org/10.1007/s11213-010-9186-0>
- Schermerhorn, J. R., Osborn, R. N., Uhl-Bien, M., Hunt, J. G. et de Billy, C. (2014). *Comportement humain et organisation* (5e éd.). ERPI.

- Schiffer, E. F. (2011). *Resistance to change :Implications of individual differences in expression of resistance to change*. Thèse de doctorat. University of South Florida. <https://doi.org/10.1037/0021-9010.88.4.680>
- Schumacker, R. E. et Lomax, R. G. (1996). *A beginner's guide to structural equation modeling*. Lawrence Erlbaum Associates.
- Smith, S. C. et Scott, J. J. (1990). *The Collaborative School. A Work Environment for Effective Instruction*. Eugene, University of Oregon.
- Steiger, J. H. (1990). Structural model evaluation and modification : an interval estimation approach. *Multivariate Behavioral Research*, 25(2), 173-180. https://doi.org/10.1207/s15327906mbr2502_4
- Stewart, W. H. J., May, R. C., McCarthy, D. J. et Puffer, S. M. (2009a). A test of the measurement validity of the resistance to change scale in Russia and Ukraine. *The Journal of Applied Behavioral Science*, 45(4), 468-489. <https://doi.org/10.1177/0021886309338813>
- Stewart, W. H. J., May, R. C., McCarthy, D. J. et Puffer, S. M. (2009b). Practicing caution in cross-national measurement validation. A response to Oreg's commentary. *The Journal of Applied Behavioral Science*, 45(4), 494-497. <https://doi.org/10.1177/0021886309344951>
- Stoliker, B. et Lafrenière, K. (2015). The influence of perceived stress, loneliness and learning burnout on university students' educational experience. *College Student Journal*, 49(1), 146-160. https://www.researchgate.net/publication/282817514_The_Influence_of_Perceived_Stress_Loneliness_and_Learning_Burnout_on_University_Students'_Educational_Experience
- Tichy, N. (1983). *Managing strategic change : Technical, political, and cultural dynamics*. Wiley. <https://doi.org/10.1002/hrm.3930220313>
- Toussaint, P. et Malette, D. (2021). Module 1 : Vue d'ensemble. Dans Site internet Organisation de l'éducation au Québec (OEQ). Université du Québec.
- Tucker, L. R. et Lewis, L. S. (1973). A reliability coefficient for maximum likelihood factor analysis. *Psychometrika*, 38, 1-10. <https://doi.org/10.1007/BF02291170>
- Vallerand, R. J. (1989). Vers une méthodologie de validation transculturelle de questionnaires psychologiques : implication pour la recherche en langue française. *Canadian Psychology/Psychologie canadienne*, 30(4), 662-680. <https://doi.org/10.1037/h0079856>

ANNEXE I. Resistance to change scale (RTC; Oreg, 2003a)

General Instructions: Following is a list of statements regarding your attitudes on a number of subjects. Please rank the extent to which you agree or disagree with each of them. You may sometimes feel that questions are repeating themselves - this is because we are focusing on specific aspects, and are interested in the various nuances, of your attitudes. Please try to respond to all of the questions in the questionnaire. Please use the following scale:



1. I generally consider changes to be a negative thing.
2. I'll take a routine day over a day full of unexpected events any time.
3. I like to do the same old things rather than try new and different ones.
4. Whenever my life forms a stable routine, I look for ways to change it.^a
5. I'd rather be bored than surprised.
6.
 - a. If I were to be informed that there's going to be a significant change regarding the way things are done at work, I would probably feel stressed.
 - b. If I were to be informed that there's going to be a significant change regarding the way things are done at school, I would probably feel stressed.
7. When I am informed of a change of plans, I tense up a bit.
8. When things don't go according to plans, it stresses me out.
9.
 - a. If my boss changed the criteria for evaluating employees, it would probably make me feel uncomfortable even if I thought I'd do just as well without having to do any extra work.
 - b. If one of my professors changed the grading criteria, it would probably make me feel uncomfortable even if I thought I'd do just as well without having to do any extra work.
10. Changing plans seems like a real hassle to me.
11. Often, I feel a bit uncomfortable even about changes that may potentially improve my life.
12. When someone pressures me to change something, I tend to resist it even if I think the change may ultimately benefit me.

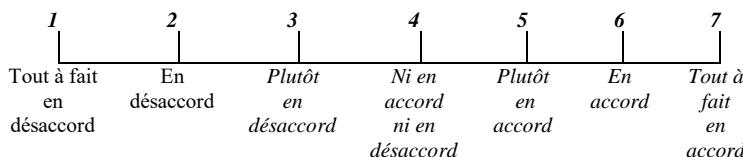
13. I sometimes find myself avoiding changes that I know will be good for me.
14. I often change my mind.^a
15. Once I've come to a conclusion, I'm not likely to change my mind.
16. I don't change my mind easily.
17. My views are very consistent over time.

^a These items are reverse coded.

ANNEXE 2. Échelle de disposition à résister au changement (ÉDRAC ; Loi Zedda et al., 2018)

Voici une liste d'énoncés concernant vos attitudes sur un certain nombre de sujets.

Veuillez s'il vous plaît indiquer votre degré d'accord pour chacune d'entre elles (de 1 = Tout à fait en désaccord à 7 = Tout à fait en accord). Vous pouvez parfois avoir l'impression que les énoncés se répètent : c'est parce que nous nous concentrons sur certains aspects spécifiques et que nous sommes intéressés par les différentes nuances de vos attitudes.



1. En général, je considère les changements comme étant quelque chose de négatif.
2. En tout temps, je choisirais une journée routinière plutôt qu'une journée remplie d'imprévus.
3. Je préfère faire les choses habituelles plutôt que d'en essayer de nouvelles et différentes.
4. Chaque fois que ma vie forme une routine stable, je cherche des façons pour la changer.^a
5. Je préfère m'ennuyer plutôt que d'être surpris.
6. À choisir selon le contexte :
 - a. Si on m'informait d'un changement significatif dans les façons de faire à l'école, je me sentirais probablement stressé(e).
 - b. Si on m'informait d'un changement significatif dans les façons de faire au travail, je me sentirais probablement stressé(e).
7. Quand on m'informe d'un changement de plans, je deviens un peu tendu.
8. Quand les choses ne se déroulent pas conformément aux plans, cela me stresse.
9. a. Si mon patron changeait les critères d'évaluation des employés, je me sentirais mal à l'aise même si je pensais faire aussi bien sans devoir effectuer du travail supplémentaire.

- b. Si un de mes enseignants changeait les critères d'évaluation, je me sentirais mal à l'aise même si je pensais faire aussi bien sans devoir effectuer du travail supplémentaire.
10. Changer les plans semble être un vrai casse-tête pour moi.
 11. Souvent, je me sens un peu mal à l'aise par rapport aux changements, même à l'égard de ceux qui pourraient améliorer ma vie.
 12. Quand on fait pression sur moi pour changer quelque chose, je tente de résister, même si au bout du compte, je pense que le changement pourrait m'être bénéfique.
 13. Je me trouve parfois à éviter des changements même si je sais qu'ils seraient bons pour moi.
 14. Je change souvent d'avis.^a
 15. Une fois que mon idée est faite, je ne risque pas de changer d'avis.
 16. Je ne change pas facilement d'avis.
 17. Mes points de vue sont très constants dans le temps.

Les items 4 et 14 doivent être **inversés**.

MAUDE LOI ZEDDA est professeure associée en accompagnement au changement dans les métiers de l'enseignement à la HEP Vaud. Elle est responsable du pôle de recherche Professionnalisation au sein de son institution. Docteure en sciences de l'éducation, elle détient également un bachelor en enseignement et un master en sciences et pratiques de l'éducation de la HEP Vaud. Elle est membre régulière au Laboratoire international sur l'inclusion scolaire et est membre du comité de l'Association pour le développement de l'enseignement et de la recherche en administration de l'éducation (ADERAE). Ses recherches portent sur la psychologie organisationnelle et le développement professionnel des acteurs de l'école. maude.loi-zedda@hepl.ch

ERIC FRENETTE (Ph. D.) est professeur titulaire en mesure et évaluation à l'Université Laval. Il détient une maîtrise en éducation de l'UQTR, un doctorat en mesure et évaluation et un postdoctorat en psychométrie de l'Université Laval. Ses recherches se centrent sur l'élaboration de questionnaire, les processus de validation, les modèles de mesure, les analyses statistiques, ainsi que sur l'évaluation des apprentissages : historique, éthique, les dispositifs d'évaluation, données probantes. Il enseigne des cours dans le champ de l'évaluation des apprentissages. Il a été rédacteur de la Revue Mesure et Évaluation en Éducation. Eric.Frenette@fse.ulaval.ca

STÉPHANE THIBODEAU est professeur-chercheur en administration scolaire au département des sciences de l'éducation de l'Université du Québec à Trois-Rivières. Il est chercheur régulier au Laboratoire international sur l'inclusion scolaire (LISIS) et au Réseau de recherche et de valorisation de la recherche sur le bien-être et la réussite (RÉVERBÈRE). Ses travaux de recherche portent sur le comportement organisationnel de différents acteurs du milieu de l'éducation ainsi que sur la formation initiale des enseignants. Stephane.Thibodeau@uqtr.ca

PASCAL FORGET est professeur-chercheur au département de génie industriel de l'Université du Québec à Trois-Rivières. Il se spécialise dans la productivité des organisations manufacturières et de services (privés et publiques). Ses intérêts de recherche portent sur les approches de gestion de la performance, le déploiement de l'Industrie 4.0, les tableaux de bord de gestion, les technologies de l'information, la collaboration interentreprises, la simulation avancée et la recherche opérationnelle. Il est cotitulaire de la Chaire de recherche sur l'usine-laboratoire en intelligence manufacturière. Pascal.Forget@uqtr.ca

MAUDE LOI ZEDDA is an associate professor of change management in the teaching profession at HEP Vaud. She is head of the Professionalization research pole at her institution. With a doctorate in Educational Sscience, she also holds a bachelor's degree in teaching and a master's degree in Educational Science and Practice from HEP Vaud. She is a regular member of the Laboratoire international sur l'inclusion scolaire and a committee member of the Association pour le développement de l'enseignement et de la recherche en administration de l'éducation (ADERAE). Her research focuses on organizational psychology and the professional development of school staff. maude.loi-zedda@hepl.ch

ERIC FRENETTE (Ph.D.) is a full professor in measurement and evaluation at Université Laval. He holds a master's degree in Education from UQTR, a doctorate in measurement and evaluation, and a postdoctorate in psychometrics from Université Laval. His research focuses on scale development, validation processes, measurement models and statistical analysis, as well as on learning assessment: history, ethics, assessment devices, and evidence. He teaches courses in the field of learning assessment. He is a former editor of the Revue Mesure et Évaluation en Éducation. Eric.Frenette@fse.ulaval.ca

STÉPHANE THIBODEAU is a professor-researcher of school administration in the Department of Educational Sciences at the Université du Québec à Trois-Rivières. He is a regular researcher at the Laboratoire international sur l'inclusion scolaire (LISIS) and the Réseau de recherche et de valorisation de la recherche sur le bien-être et la réussite (RÉVERBÈRE). His research focuses on the organizational behavior of different actors in the education sector and on pre-service teacher training. Stephane.Thibodeau@uqtr.ca

PASCAL FORGET is a professor-researcher in the Department of Industrial Engineering at the Université du Québec à Trois-Rivières. He specializes in the productivity of manufacturing and service organizations (both private and public). His research interests focus on performance management approaches, the deployment of Industry 4.0, management dashboards, information technologies, inter-company collaboration, advanced simulation, and operations research. He is the co-holder of the Research Chair on the Factory-Laboratory in Manufacturing Intelligence. Pascal.Forget@uqtr.ca