

Répertoire d'instruments pour la surveillance des impacts psychosociaux des aléas climatiques

Direction de la santé environnementale et de la toxicologie

Février 2011

AUTEURS

Richard Boyer, M.A. (soc.), Ph. D.
Centre de recherche Fernand-Seguin
Université de Montréal

Julie Villa, M. Ps.
Direction de la santé environnementale et de la toxicologie
Institut national de santé publique du Québec

MISE EN PAGES

Christine Giguère
Direction de la santé environnementale et de la toxicologie
Institut national de santé publique du Québec

Cette étude est financée par le Fonds vert dans le cadre de l'Action 21 du Plan d'action 2006-2012 sur les changements climatiques du gouvernement du Québec.

Ce document est disponible intégralement en format électronique (PDF) sur le site Web de l'Institut national de santé publique du Québec au : <http://www.inspq.qc.ca>.

Les reproductions à des fins d'étude privée ou de recherche sont autorisées en vertu de l'article 29 de la Loi sur le droit d'auteur. Toute autre utilisation doit faire l'objet d'une autorisation du gouvernement du Québec qui détient les droits exclusifs de propriété intellectuelle sur ce document. Cette autorisation peut être obtenue en formulant une demande au guichet central du Service de la gestion des droits d'auteur des Publications du Québec à l'aide d'un formulaire en ligne accessible à l'adresse suivante : <http://www.droitauteur.gouv.qc.ca/autorisation.php>, ou en écrivant un courriel à : droit.auteur@cspq.gouv.qc.ca.

Les données contenues dans le document peuvent être citées, à condition d'en mentionner la source.

DÉPÔT LÉGAL – 3^e TRIMESTRE 2011
BIBLIOTHÈQUE ET ARCHIVES NATIONALES DU QUÉBEC
BIBLIOTHÈQUE ET ARCHIVES CANADA
ISBN : 978-2-550-62893-4 (VERSION IMPRIMÉE)
ISBN : 978-2-550-62894-1 (PDF)

©Gouvernement du Québec (2011)

AVANT-PROPOS

Le Plan d'action 2006-2012 sur les changements climatiques du gouvernement du Québec intitulé *Le Québec et les changements climatiques, un défi pour l'avenir*, met à contribution plusieurs ministères et organismes québécois. Le Fonds vert, constitué par une redevance sur les carburants et les combustibles fossiles, assure majoritairement le financement de 26 actions s'articulant autour de deux grands objectifs : la réduction ou l'évitement des émissions de gaz à effet de serre et l'adaptation aux changements climatiques.

Le ministère de la Santé et des Services sociaux (MSSS) est responsable du volet santé de l'Action 21 visant l'instauration des mécanismes qui serviront à prévenir et à atténuer les impacts des changements climatiques sur la santé. Il s'est ainsi engagé, d'ici 2013, à œuvrer dans six champs d'action liés à l'adaptation du Québec aux changements climatiques, comptant chacun plusieurs projets de recherche ou d'intervention, soit :

- la mise sur pied d'un système intégré de veille-avertissement en temps réel de vagues de chaleur et de surveillance des problèmes de santé associés pour toutes les régions du Québec susceptibles d'en être affectées;
- l'adaptation du système de surveillance des maladies infectieuses afin de détecter rapidement les agents pathogènes, les vecteurs et les maladies, dont le développement est favorisé par le climat;
- la mise sur pied d'un système de surveillance des problèmes de santé physique et psychosociale liés aux aléas hydrométéorologiques (ex. : tempêtes hivernales et estivales, orages et pluies torrentielles, tornades, incendies de forêt, inondations) ou géologiques (ex. : glissements de terrain);
- le soutien de l'adaptation du réseau de la santé aux aléas hydrométéorologiques ou géologiques, sur les plans clinique, social et matériel, afin de protéger les populations les plus vulnérables;
- le soutien de l'aménagement préventif des lieux et des espaces habités pour atténuer l'impact des changements climatiques sur la santé des populations vulnérables;
- l'amélioration de la formation et la diffusion des connaissances sur les problèmes de santé liés aux changements climatiques et les solutions possibles.

Le MSSS a confié à l'Institut national de santé publique du Québec (INSPQ), en novembre 2007, le mandat de gestion du volet santé de l'Action 21, y compris la coordination de l'ensemble des projets indiqués ci-dessus, le soutien professionnel au MSSS et les relations avec les partenaires.

Le présent rapport s'insère dans les travaux visés dans le troisième axe du volet santé de l'Action 21, soit la mise en place d'un système de veille-avertissement des aléas hydrométéorologiques ou géologiques et de surveillance santé en temps réel dans le but de soutenir les fonctions de vigie et de surveillance du MSSS et des directeurs régionaux de santé publique.

TABLE DES MATIÈRES

INTRODUCTION.....	1
1 MISE EN CONTEXTE.....	3
2 DÉFINITION D'UN ALÉA	5
3 DÉMARCHE DE RECENSION	7
3.1 Identification des dimensions psychosociales pertinentes	7
3.2 Recherche bibliographique.....	7
4 CONTENU DES FICHES SIGNALÉTIQUES	11
CONCLUSION	13
RÉFÉRENCES.....	15
ANNEXE 1 SYNTHÈSE DES INSTRUMENTS.....	23
ANNEXE 2 FICHES SIGNALÉTIQUES.....	23

INTRODUCTION

Dans le but de contribuer au développement de systèmes de surveillance des impacts sanitaires des aléas climatiques dans le cadre du volet santé du Plan d'action sur les changements climatiques, l'Institut national de santé publique du Québec (INSPQ) a mandaté le Centre de recherche Fernand-Seguin pour effectuer une recension des écrits scientifiques et pour élaborer un répertoire des instruments de mesure psychosociaux susceptibles de permettre la surveillance populationnelle des impacts psychosociaux et sanitaires de ces aléas.

Le répertoire créé ne regroupe que des instruments de mesure jugés pertinents et validés en français et en anglais. L'information sur les qualités psychométriques de chacun d'eux est synthétisée au moyen d'une fiche signalétique à l'annexe 2.

Ce rapport synthèse sur l'élaboration de ce répertoire d'instruments recommande ainsi une liste d'indicateurs ou de dimensions psychosociales, ainsi que des instruments de mesure validés et utilisables aux fins de la surveillance populationnelle des impacts psychosociaux des aléas climatiques.

Les futurs utilisateurs reconnaîtront que le choix d'un outil de mesure est d'abord fonction des questions ou des hypothèses de recherche. Le choix d'un instrument de mesure psychosocial ou d'un autre type est toujours un compromis entre les qualités psychométriques de l'instrument et son applicabilité dans le cadre du devis de recherche retenu. Il faut alors prendre en compte plusieurs autres paramètres tels que la durée des entretiens avec les participants, les coûts d'administration et l'acceptabilité de l'instrument pour les répondants. Il faudra aussi tenir compte du système de surveillance mis en place. Par exemple, l'utilisation d'un outil de diagnostic du trouble de stress post-traumatique (TSPT) et des troubles mentaux potentiellement comorbides, comme le *Diagnostic Interview Schedule* (DIS) ou le *Composite International Diagnostic Interview* (CIDI), entraînerait un coût prohibitif dans le cadre d'une enquête longitudinale auprès d'un grand échantillon. En revanche, il serait probablement le meilleur outil à utiliser pour mesurer l'impact psychologique transversal d'un aléa climatique extrême auprès d'une sous-population plus restreinte.

Le présent rapport synthèse décrit la méthodologie utilisée pour identifier les principales dimensions psychosociales traitées dans la documentation scientifique sur les conséquences psychosociales des changements climatiques dans le but de recenser les instruments validés en français.

1 MISE EN CONTEXTE

Le réchauffement climatique constitue un terreau favorable à la multiplication de sinistres naturels, si bien qu'au Canada, les blessures, les évacuations et les pertes économiques causées par les catastrophes liées au climat connaissent une augmentation. Le nombre total de Canadiens touchés par une catastrophe naturelle est ainsi passé de 79 066 entre 1984 et 1993 à 578 238 entre 1994 et 2003 (Etkin et collab., 2004). Le Québec n'y fait pas exception. On y a même vécu des événements climatiques parmi les plus catastrophiques à l'échelle nationale, situation qui pourrait se compliquer encore davantage, entre autres pour les deux raisons suivantes (Ouranos, 2010). En premier lieu, les changements saisonniers des températures et des précipitations projetés pour le Québec sur les décennies 2020, 2050 et 2080, à partir de six modèles de circulation générale utilisant divers scénarios d'émissions de gaz à effet de serre, prédisent une hausse de la température moyenne, une augmentation des précipitations saisonnières totales, ainsi qu'une hausse de la fréquence et de l'intensité des précipitations extrêmes. En deuxième lieu, plus de chaleur dans l'atmosphère signifie plus d'énergie dans l'air, ce qui se traduit par une augmentation de l'émergence d'aléas climatiques violents. Or, le réchauffement de la température et surtout les aléas (incluant leurs conséquences, comme les inondations lors de pluies diluviennes) entraînent de nombreuses répercussions en chaîne, notamment sur la santé psychosociale des Québécois.

Les personnes sinistrées lors d'un événement climatique extrême (clientèle primaire) peuvent subir de multiples deuils (perte d'un être cher, de leur maison, etc.) (Maltais, 2003). Elles peuvent aussi éprouver diverses difficultés qui en découlent, à court, moyen et long termes, sur les plans économique (comme la perte de revenus), social (telle l'absence de loisirs), familial (comme un divorce), professionnel (une nouvelle orientation de carrière, par exemple), personnel ou encore sur le plan de la logistique (dont les hébergements multiples).

Un état de déséquilibre psychosocial et conjoncturel peut également survenir chez des personnes non sinistrées, soit :

- parce qu'elles sont liées affectivement au sort des sinistrés (clientèle secondaire, comme la famille d'une personne décédée lors d'un sinistre);
- parce qu'elles les soutiennent (clientèle tertiaire, comme les intervenants psychosociaux rattachés au réseau public de la santé);
- parce que la survenue du sinistre les touche, mais de façon impersonnelle (clientèle tertiaire, tels les Québécois vivant à l'extérieur du triangle de glace en 1998) (Martel, 2005).

Dans une perspective de santé publique, la surveillance des conséquences psychosociales des aléas climatiques s'avère donc des plus pertinentes.

2 DÉFINITION D'UN ALÉA

Un aléa constitue un phénomène, une manifestation physique ou une activité humaine susceptible d'occasionner des pertes en vies humaines ou des blessures, des dommages matériels, des perturbations sociales et économiques, ou une dégradation de l'environnement (Morin, 2008). Cette définition a été adaptée par les autorités de la sécurité publique du Québec, à partir de la définition retenue par la Stratégie internationale des Nations Unies pour la prévention des catastrophes.

De fait, le terme « aléa » s'impose de plus en plus dans la francophonie pour exprimer la notion de *hazard* utilisée en anglais dans ce secteur d'activité (Morin, 2008). Par aléas, on entend les aléas dits hydrométéorologiques ou géologiques amplifiés par les changements climatiques de causes anthropiques. Les aléas hydrométéorologiques regroupent notamment les ouragans, les tornades et autres vents violents, les incendies de forêt, les tempêtes de neige, le verglas, les vagues de froid intense, les vagues de chaleur, les pluies diluviennes, la grêle, les inondations, la sécheresse, la foudre et les avalanches; alors que les aléas géologiques incluent entre autres les glissements de terrain (superficiel, coulée argileuse, etc.) (Morin, 2008).

Comme rapporté dans les concepts de base de la sécurité civile (Morin, 2008), les aléas présentent des caractéristiques variées. L'intensité¹, la probabilité d'occurrence² ou la récurrence³, la localisation spatiale et l'étendue possible de ses effets⁴ y sont identifiées comme étant les caractéristiques les plus souvent utilisées pour estimer l'importance de l'aléa. Elles y sont également qualifiées de déterminantes dans l'établissement du niveau de risque.

¹ Par exemple, la force d'une tornade.

² Par exemple, la probabilité de la survenue d'une inondation comparativement à celle d'une tornade.

³ Par exemple, la récurrence élevée pour une inondation dont la période de retour de débits des crues est inférieure à 20 ans.

⁴ Par exemple, le verglas de 1998 relativement à un verglas de moindre envergure.

3 DÉMARCHE DE RECENSION

3.1 IDENTIFICATION DES DIMENSIONS PSYCHOSOCIALES PERTINENTES

Répertorier les instruments de mesure sur les indicateurs psychosociaux utiles à la surveillance populationnelle des impacts sanitaires des aléas climatiques exige, au préalable, une connaissance des indicateurs psychosociaux qui intéressent l'INSPQ dans son mandat de surveillance des impacts sanitaires de ces aléas. Nous nous sommes donc interrogés sur les modèles théoriques adoptés ou développés par l'INSPQ afin de circonscrire adéquatement le spectre des impacts psychosociaux des aléas climatiques.

Nous avons constaté que le niveau de développement théorique de ce secteur de recherche à l'échelle nationale et internationale en est encore à ses balbutiements et qu'il n'existe pas de cadre de référence, global et reconnu, pour étudier les impacts psychologiques et sociaux des aléas climatiques.

En l'absence d'un modèle de référence pour identifier les dimensions psychosociales de l'exposition aux aléas climatiques, il a été nécessaire de faire une analyse sommaire des publications sur cette thématique et de dégager les grandes dimensions psychosociales étudiées au cours des dix dernières années. Plusieurs documents ont été fournis par l'INSPQ et nous avons complété cette documentation grâce à une recension des écrits à partir des banques de données bibliographiques (voir prochaine section).

L'identification de ces dimensions psychosociales s'est faite assez simplement. Ainsi, après avoir identifié une étude susceptible de couvrir une thématique psychosociale dans le cadre d'un sinistre ou d'un aléa climatique, on a recensé les domaines couverts par cette étude sur la base du titre des chapitres de livre et des tableaux ou des graphiques présentés dans le document. Lorsqu'une dimension psychosociale était dépistée, on a parcouru le document afin de répertorier la ou les échelles de mesure utilisées pour mesurer la dimension en question. Le nom précis de l'instrument a été pris en note afin de rechercher la littérature scientifique pour l'identification d'une version française de cet instrument. Le cas échéant, la recherche bibliographique s'est poursuivie pour trouver les études publiées en français ou en anglais nous permettant de recueillir les renseignements sur la fiabilité et la validité de cet instrument et, bien sûr, sur la fiabilité de la traduction de l'outil.

3.2 RECHERCHE BIBLIOGRAPHIQUE

Les renseignements nécessaires à la construction de la banque d'instruments ont été recueillis à partir de multiples sources d'information constituées de catalogues, de banques de données et de moteurs de recherche. Les descripteurs utilisés ont varié selon le type et la source de renseignements recherchés. Les catalogues suivants ont été consultés :

- ATRIUM : Université de Montréal;
- MANITOU : Université du Québec à Montréal;
- CLUES : Université Concordia;
- CRESUS : Université de Sherbrooke;
- ARIANE : Université Laval;

- MUSE : Université McGill;
- IRIS : Bibliothèque et Archives nationales du Québec;
- AMICUS : Bibliothèque et Archives Canada.

Les descripteurs mentionnés ci-après ont été utilisés pour recenser les monographies, les thèses de doctorat et les mémoires portant sur des instruments psychosociaux :

- échelles d'évaluation psychosociale;
- catalogue des tests psychologiques;
- banque d'outils psychologiques;
- répertoire d'instruments psychosociaux;
- outils psychométriques;
- facteurs psychosociaux;
- échelles de mesure, questionnaires;
- psychologie;
- psychiatrie;
- changement climatique;
- santé;
- bien-être.

La recherche des instruments de mesure, de leurs qualités psychométriques et de leur traduction en français a été conduite à l'aide des mots-clés suivants :

- *natural disaster*;
- *climate change*;
- *psychosocial impact*;
- *psychosocial consequence*;
- *psychosocial need*;
- *psychosocial assessment*;
- *psychosocial instrument*;
- catalogue des tests psychologiques;
- banque d'outils psychologiques;
- répertoire d'instruments psychosociaux.

Enfin, les bases de données et les moteurs de recherche suivants ont été scrutés :

- Health and Psychosocial Instruments;
- Ovid;
- MEDLINE;
- Pub Med;
- PROQUEST;
- CINAHL;
- EMBASE;

- ERIC;
- Health Sciences;
- Banque de Données Santé Publique;
- PsycINFO;
- Repère;
- Persée;
- Google;
- Alltheweb.

4 CONTENU DES FICHES SIGNALÉTIQUES

L'annexe 1 présente une liste des instruments répertoriés selon les 11 thématiques suivantes :

- Adaptation;
- Anxiété;
- Bien-être psychologique;
- Dépression;
- Désirabilité sociale;
- Détresse générale et stress;
- Diagnostics (entrevues);
- Relations interpersonnelles;
- Satisfaction de vie;
- Support social;
- TSPT - trouble de stress aigu (TSA).

Pour chacun des instruments de mesure validés, en français et en anglais, le répertoire comprend une fiche signalétique (voir annexe 2) comportant généralement les renseignements suivants :

- le nom de l'instrument de mesure;
- la dimension mesurée (p. ex. : anxiété);
- les références bibliographiques de la version originale et de la traduction;
- la construction et la structure de l'instrument (p. ex. : nombre d'items);
- la population de référence (p. ex. : population générale, enfants, aînés);
- le type de traduction;
- les caractéristiques psychométriques de l'instrument, soit :
 - sa fidélité;
 - sa validité;
 - la méthode de validation;
 - les normes d'utilisation de l'instrument de mesure;
 - toutes autres caractéristiques jugées pertinentes;
 - le nom d'une personne ressource.

CONCLUSION

Ce rapport synthèse a permis de décrire les prémisses et la méthodologie mises en place pour la création d'un répertoire d'instruments de mesure francophones aux fins de la surveillance des impacts psychosociaux des aléas climatiques.

Compte tenu du déséquilibre psychosocial et conjoncturel affectant fréquemment les personnes directement ou indirectement sinistrées lors d'un aléa climatique, l'INSPQ considère que la surveillance des conséquences psychosociales de ces aléas s'avère des plus pertinentes et qu'elle constitue une préoccupation de santé publique de premier plan.

De manière à mettre en place un système adéquat de surveillance, l'INSPQ pourra compter sur un large répertoire des meilleurs instruments de mesure pertinents, validés en français et en anglais. Le répertoire créé est subdivisé en 11 dimensions psychosociales regroupant un total de 52 instruments de mesure. Les futurs utilisateurs pourront, de plus, faire un choix éclairé puisque le répertoire les informe systématiquement sur les qualités psychométriques des instruments proposés.

RÉFÉRENCES

- Éditeur officiel du Québec (2003). *Loi sur la sécurité civile*. L.R.Q., chapitre S-2.3. Accessible au : <http://www2.publicationsduquebec.gouv.qc.ca>.
- Etkin D., Haque E, Bellisario L, Burton I. (2004). *Évaluation des catastrophes et des dangers naturels au Canada : Rapport à l'intention des décideurs et des praticiens*, Ottawa, Sécurité publique et Protection civile Canada (SPPCC).
- Maltais, D. (2003). *Catastrophes en milieu rural*, Chicoutimi, Saguenay, Éditions JCL, coll. Au coeur des catastrophes.
- Martel C. (2005) *Les grands dérangements et la perspective du soutien aux sentiments humains*. Accessible sur : http://www.msss.gouv.qc.ca/sujets/organisation/PDF/derangements_juin.05.pdf. Consulté en octobre 2009.
- Morin, M. (2008). *Concepts de base en sécurité civile*. Accessible au : http://www.msp.gouv.qc.ca/secivile/publications/concepts_base/concepts_base.pdf. Consulté le 12 février 2010.
- Ouranos (2010). *Savoir s'adapter aux changements climatiques*. Accessible au : http://www.ouranos.ca/fr/pdf/53_sccc_21_06_lr.pdf.

ANNEXE 1

SYNTHÈSE DES INSTRUMENTS

Synthèse des instruments

Catégories	Noms des instruments	n
Adaptation	1. Échelle d'adaptation sociale 2. Façons de composer avec une situation	2
Anxiété	3. <i>Catastrophic Cognitions Questionnaire</i> (CCQ) 4. Échelle d'anxiété manifeste pour enfants 5. Échelle des embêtements 6. Inventaire d'anxiété de Beck 7. Inventaire d'anxiété situationnelle et de trait d'anxiété 8. Inventaire d'anxiété situationnelle et de trait pour enfants 9. Questionnaire sur les inquiétudes de Penn State	7
Bien-être psychologique	10. Échelle de bien-être général 11. Échelle de bien-être psychologique et physique 12. Échelle de mesure des manifestations du bien-être psychologique 13. Échelle d'équilibre affectif	4
Dépression	14. Attributional Style Questionnaire 15. <i>Center for Epidemiologic Studies – Depression Scale</i> (CES-D) 16. Échelle de dépression de Montgomery et Asberg 17. Échelle de dépression gériatrique 18. Inventaire abrégé de dépression de Beck 19. Inventaire de dépression de Beck 20. Inventaire de dépression pour enfants de Kovacs 21. Questionnaire QD-2A	8
Désirabilité sociale	22. Échelle de conformité sociale	1
Détresse générale et stress	23. Échelle de mesure des manifestations de la détresse psychologique 24. <i>General Health Questionnaire</i> 25. Indices de détresse psychologique – Enquête Santé Québec 26. Inventaire bref des symptômes 27. Mesure de stress psychologique 28. SCL-90-R	6
Diagnostics (entrevues)	29. <i>Composite International Diagnostic Interview</i> (CIDI) 30. <i>Diagnostic Interview Schedule for Children</i> 31. <i>Diagnostic Interview Schedule</i> (DIS) 32. Échelle d'appréciation de l'anxiété de Hamilton 33. Échelle de dépression de Hamilton 34. Échelle de ralentissement dépressif 35. Entrevue clinique structurée pour le DSM 36. <i>Mini International Neuropsychiatric Interview</i> (MINI)	8
Relations interpersonnelles	37. Échelle de la qualité des relations interpersonnelles	1
Satisfaction de vie	38. Échelle de satisfaction de la vie 39. Échelle de satisfaction des domaines de vie	2
Support social	40. Échelle de provisions sociales 41. Échelle de solitude 42. Inventaire modifié des soutiens sociaux 43. Questionnaire de soutien social perçu 44. Ressources sociales 45. Social Support Questionnaire	6

Synthèse des instruments (suite)

Catégories	Noms des instruments	n
Trouble de stress post-traumatique (TSPT) - trouble de stress aigu (TSA)	46. Échelle de l'effet des événements 47. Échelle d'impact de l'événement pour enfants 48. Échelle modifiée des symptômes du trouble de stress post-traumatique 49. Index de réaction au stress post-traumatique de l'enfant 50. Inventaire de détresse péritraumatique 51. <i>Posttraumatic Stress Disorder Checklist Scale</i> (PCLS) 52. Questionnaire des expériences de dissociation péritraumatique	7
Total		52

ANNEXE 2
FICHES SIGNALÉTIQUES

ADAPTATION

Fiche signalétique no 1 : Échelle d'adaptation sociale (EAS-II)

Référence

Schooler, N., Hogarty, G. and Weissman, M. (1979). Social Adjustment Scale II (SAS-II). Dans W. A. Hargreaves, C. C. Attkisson, & J. E. Sorenson (Éds.), *Ressource materials for community mental health program evaluators*. Rockville, M.D.: United States Department of Health, Education and Welfare. pp. 290-303.

Description de l'instrument

Cet instrument vise à évaluer spécifiquement l'adaptation sociale de patients qui présentent des troubles mentaux graves. Il comporte 9 échelles totalisant 57 items : le travail, la cohabitation avec la principale personne de la maisonnée, la sexualité, les relations parentales, les relations avec la famille éloignée, les loisirs et les relations sociales, les relations amoureuses, le bien-être personnel et le degré d'adaptation générale. Les items sont évalués sur une échelle de type Likert en cinq points. Deux versions françaises sont disponibles : l'une pour les personnes qui souffrent de troubles psychotiques et qui séjournent en communauté (conforme à la version originale), l'autre pour ceux qui résident en milieu hospitalier ou dans des ressources protégées. La version originale a donc dû être modifiée de façon importante pour répondre à cette dernière clientèle : les sous-échelles qui concernent le travail, la cohabitation ainsi que les loisirs et les contacts sociaux ont été révisées.

Référence de la traduction

Toupin, J., Cyr, M., Lesage, A. D. et Valiquette, C. (1993). Validation d'un questionnaire d'évaluation du fonctionnement social des personnes ayant des troubles mentaux chroniques. *Revue canadienne de santé mentale communautaire*, 12(1), pp. 143-156.

Population

Population clinique.

Type de traduction

Traduction simple comparée à une traduction déjà existante et révision par un comité. L'échelle a été adaptée pour correspondre à la réalité de personnes hébergées dans un hôpital ou dans une ressource protégée.

Prétest

Non mentionné.

Fidélité

Fidélité inter-juges évaluée auprès de 64 adultes (femmes = 43,8 %) d'un âge moyen de 39,9 ans (écart-type (é.-t.) = 10,9). Les médianes et l'étendue des coefficients Kappa sont les suivantes : travail (0,85; 0,39 - 0,97), cohabitation (0,93; 0,75 - 0,99), relations avec la famille éloignée (0,78; 0,73 - 0,98), loisirs et contacts sociaux (0,94; 0,56 - 1,00), bien-être personnel (0,89; 0,60 - 0,95) et score global (0,74; 0,71 - 0,84).

Fidélité test-retest évaluée auprès de 55 adultes (femmes = 47,3 %) d'un âge moyen de 38,9 ans. Les médianes et l'étendue des coefficients de corrélation de Pearson sont les suivantes : travail (0,74; 0,44 - 0,89), cohabitation (0,69; 0,33 - 0,81), relations avec la famille éloignée (0,69; 0,55 - 0,82), loisirs et contacts sociaux (0,72; 0,33 - 0,99), bien-être personnel (0,70; 0,56 - 0,77) et score global (0,89; 0,83 - 0,90).

Cohérence interne : puisque plusieurs items de l'EAS-II ne s'appliquent pas à tous les participants, des échelles indépendantes ont été construites selon la matrice « personnes X items ». Les valeurs alpha pour ces échelles (contenant entre 4 et 7 items) sont les suivantes : travail (0,81), cohabitation (0,65), relations avec la famille éloignée (0,47), loisirs et contacts sociaux (0,68), bien-être personnel (0,61) et score global (0,51). Les corrélations entre l'échelle globale et les sous-échelles, et l'étendue des corrélations item-total sont les suivantes : travail (0,51; 0,45 - 0,66), cohabitation (---; 0,18 - 0,56), relations avec la famille éloignée (0,58; 0,17 - 0,43), loisirs et contacts sociaux (0,60; 0,20 - 0,66), bien-être personnel (---; 0,24 - 0,54) et score global (---; 0,17 - 0,44). Les corrélations inter-échelles s'étendent de 0,09 (famille éloignée vs loisirs et contacts sociaux) à 0,50 (famille éloignée vs évaluation globale).

Validité

Validité de contenu : les femmes ont obtenu un score supérieur aux hommes à l'échelle travail ($F(1,273) = 5,73$; $p < 0,05$) et à l'échelle globale ($F(1,272) = 4,09$; $p < 0,05$). Les corrélations sont modestes entre la durée des hospitalisations psychiatriques et les échelles travail ($r = 0,15$), cohabitation ($r = 0,24$) et loisirs et contacts sociaux ($r = 0,23$). Aucune relation significative n'a été observée entre l'âge et les échelles de l'EAS-II.

Validité empirique : des corrélations de Pearson ont été calculées pour estimer la convergence entre les scores du participant et ceux du personnel soignant : travail = 0,79 ($n = 18$), cohabitation = 0,31 ($n = 37$), relations avec la famille éloignée = 0,40 ($n = 45$), loisirs et contacts sociaux = 0,50 ($n = 43$), bien-être personnel = 0,65 ($n = 15$) et score global = 0,57 ($n = 50$). Des relations significatives ont été observées entre le diagnostic clinique et l'échelle cohabitation ($F(3,273) = 6,83$; $p < 0,001$) de même qu'avec l'échelle loisirs et contacts sociaux ($F(3,273) = 6,83$; $p < 0,001$). Sensibilité de l'EAS-II : les auteurs mentionnent que toutes les échelles discriminent significativement les groupes en fonction du type d'hébergement et du programme de soins.

Normes

Non mentionné.

Personnes ressources

Mireille Cyr, professeur titulaire
Département de psychologie
Faculté des arts et des sciences
Université de Montréal
Courriel : cym@psy.umontreal.ca

Personnes ressources (suite)

Alain Lesage, M.D.
Directeur scientifique adjoint
Centre de recherche Fernand-Seguin
Hôpital Louis-H. Lafontaine
Courriel : alesage@ssss.gouv.qc.ca

Fiche signalétique no 2 : Façons de composer avec une situation

Références

Lazarus, R. S. and Folkman, S. (1984). Coping and adaptation. In W. D. Gentry (Éd.), *The handbook of behavioral medicine*. New York: Guilford. pp. 282-325.

Lazarus, R. S. and Folkman, S. (1984). *Stress, appraisal, and coping*. New York: Springer.

Description de l'instrument

Le questionnaire de coping de Lazarus se divise en trois parties : 1) l'évaluation primaire de la situation (signification de la situation), 2) l'évaluation secondaire (ressources personnelles pour faire face à la situation) et 3) les stratégies utilisées pour contrer l'événement. Tout d'abord, le répondant identifie une situation stressante et juge de quelle façon celle-ci risque d'affecter son bien-être (l'événement est-il considéré comme une perte, une menace ou un défi?). C'est ce qui est appelé l'évaluation primaire. L'évaluation secondaire, quant à elle, est l'action par laquelle le répondant détermine si quelque chose peut être fait compte tenu de ce que représente pour lui l'événement (ai-je les capacités et les ressources pour affronter la situation?).

Une fois les évaluations primaire et secondaire effectuées, le répondant indique, parmi 67 stratégies de gestion des stressseurs, lesquelles sont utilisées et avec quelle intensité (choix : pas, peu, assez ou beaucoup utilisée). Les stratégies se répartissent en huit catégories : 1) confrontation, 2) distanciation, 3) contrôle de soi, 4) recherche de soutien social, 5) acceptation des responsabilités, 6) évitement, 7) résolution de problèmes et 8) réévaluation positive. Exemples de stratégies : 1) Je me suis concentré(e) sur ce que je devais faire à l'étape suivante; 2) J'ai essayé d'analyser le problème dans le but de mieux le comprendre; 3) Je me suis plongé(e) dans le travail ou d'autres activités pour orienter mon esprit ailleurs. Notons que M. Jean Vézina (auteur de la traduction) utilise également une version de 50 items.

Les 25 items de la version abrégée du questionnaire de Lazarus sont répartis en neuf sous-échelles mesurant : 1) la résolution rationnelle du problème, 2) la recherche du support social, 3) le réaménagement positif de la situation, 4) la fuite ou l'évitement, 5) la répression cognitive, 6) le mode de pensée magique, 7) l'auto-accusation, 8) l'expression des affects et 9) la répression des affects. Les choix de réponse pour chaque affirmation proposée sont : 1) Non, je n'ai pas eu cette réaction, 2) Oui, j'ai eu cette réaction- un peu, 3) Oui, j'ai eu cette réaction- moyennement et 4) Oui, j'ai eu cette réaction- beaucoup. Quelques exemples d'items : 1) J'ai établi un plan d'action et m'y suis tenu(e), 2) J'ai considéré plusieurs solutions possibles pour résoudre le problème, 3) Je me suis arrangé(e) pour que les choses aillent dans le sens voulu.

Références de la traduction

Vézina, J. (1984). *Traduction du « Ways of Coping Questionnaire »*. Document inédit. École de psychologie, Université Laval.

Chipp, P.-E. and Scherer, K. (1992). Les comportements de coping : Étude de leur structure théorique et élaboration d'une échelle en langue française. *Revue européenne de psychologie appliquée*, 42(4), pp. 285-294.

Population

Population générale.

Fidélité

Étude 1 (étudiants) : cette première étude a été menée auprès de 112 étudiants (88 femmes et 23 hommes, 1 donnée manquante) âgés de 17 à 45 ans (moyenne = 23,05; écart-type = 5,5). Les coefficients de corrélation inter-échelles s'étendent de -0,31 pour les modes « recherche de support social – répression des affects » à 0,41 pour « recherche de support social – expression des affects ». Les coefficients alpha de Cronbach sont les suivants : la résolution rationnelle du problème (0,56), la recherche du support social (0,76), le réaménagement positif de la situation (0,61), la fuite ou l'évitement (0,32), la répression cognitive (0,57), le mode de pensée magique (0,47), l'auto-accusation (0,53), l'expression des affects (0,68) et la répression des affects (0,72).

Validité

Étude 1 (étudiants) : une analyse factorielle a révélé une structure à huit facteurs (dont deux regroupent parfaitement le modèle théorique) expliquant 64,4 % de la variance totale. Au total, six des neuf facteurs théoriques ont été identifiés par l'analyse factorielle; des coefficients de corrélation (faibles mais cohérents avec la théorie) ont été observés entre les modes de coping et différentes échelles de personnalité (anxiété, hostilité, désirabilité sociale, maîtrise, estime de soi, extraversion et alexithymie).

Étude 2 : 50 sujets ont été prélevés d'un échantillon de 821 personnes âgées de 40 à 65 ans. Les coefficients alpha de Cronbach pour la majorité des facteurs sont faibles et les facteurs identifiés par une analyse factorielle contiennent des items dont la logique théorique interdirait le regroupement selon Chipp et Scherer (1992).

La version française à 42 items de cette échelle a été validée auprès de 468 adultes, afin d'étudier sa structure factorielle et de déterminer ses qualités psychométriques. L'analyse en composantes principales a permis de dégager 3 facteurs expliquant 35,3 % de la variance totale :

Facteur 1 – Coping centré sur le problème : ce facteur rend compte de 11 à 16 % de la variance totale. Son contenu renvoie aux efforts pour résoudre le problème, suivre un plan d'action, se battre, se sentir fort, prendre les choses une par une, trouver des solutions.

Facteur 2 – Coping centré sur l'émotion : ce facteur rend compte de 10 à 12 % de la variance totale. Son contenu renvoie au sentiment de malaise et de culpabilité, l'autocritique, l'espoir d'un miracle et d'un changement, au besoin d'oublier. Il n'y a pas de dissociation entre les diverses stratégies émotionnelles.

Facteur 3 – Recherche de soutien social : ce facteur rend compte de 10 à 12 % de la variance totale. Son contenu renvoie aux notions de soutien informel et matériel, mais aussi de soutien émotionnel.

Normes

Non mentionné.

Personne ressource

Versions françaises :

Jean Vézina, Ph. D.

Professeur

École de psychologie

Faculté des sciences sociales

Université Laval

Courriel : jean.vezina@psy.ulaval.ca

ANXIÉTÉ

Fiche signalétique no 3 : Catastrophic Cognitions Questionnaire (CCQ)

Référence

Khawaja, N. G. and Oei, T. P. S. (1992). Development of a Catastrophic Cognition Questionnaire. *Journal of Anxiety Disorders*, 6, pp. 305-318.

Description de l'instrument

Le CCQ est constitué de 50 items permettant de mesurer les pensées catastrophiques à la lumière des modèles cognitifs. Selon Beck, les schèmes associés au danger contribuent au maintien des troubles anxieux.

Référence de la traduction

Non mentionné.

Population

Population générale.

Prétest

Non mentionné.

Fidélité

Alpha (n = 507) = 0,94 (*emotional catastrophes*), 0,90 (*physical catastrophes*), 0,91 (*mental catastrophes*), 0,86 (*social catastrophes*) et 0,87 (*bodily catastrophes*).

Validité

Des analyses factorielles montrent que le facteur social explique 54 % de la variance totale.

Normes

Non mentionné.

Personne ressource

Non mentionné.

Fiche signalétique no 4 : Échelle d'anxiété manifeste pour enfants

Référence

Reynolds, C. R. and Richmond, B. O. (1979). What I think and feel: A revised measure of children's manifest anxiety. *Journal of Abnormal Child Psychology*, 25(1), pp. 15-20.

Description de l'instrument

Il s'agit d'une échelle de 37 items qui permet l'évaluation de l'anxiété chez l'enfant selon trois sous-dimensions : anxiété physiologique (10 items), hypersensibilité (11 items) et la concentration-préoccupation sociale (7 items). Une quatrième dimension correspond à la désirabilité sociale (9 items). Au total, 28 items explorent l'anxiété et 9 items, la désirabilité.

Référence de la traduction

Turgeon, L. and Chartrand, É. (2003). Reliability and validity of the Revised Children's Manifest Anxiety Scale in a French Canadian sample. *Psychological Assessment*, 15(3), pp. 378-383.

Population

6 à 18 ans.

Fidélité

Dans une étude auprès de 534 enfants âgés de 8 à 13 ans, les coefficients de test-retest, à 9 mois d'intervalle, sont de 0,68 pour l'échelle d'anxiété et de 0,58 pour l'échelle de désirabilité sociale.

L'échelle en version française présente une cohérence interne et une fidélité test-retest à 6 mois similaires à celles trouvées dans les études portant sur la version anglaise.

Validité

Il existe une bonne corrélation ($r = 0,85$) avec l'échelle d'anxiété de Spielberger (STAI-C).

Normes

Non mentionné.

Personne ressource

Lyse Turgeon, Ph. D.
Psychologue
Centre de recherche Fernand-Séguin
Université de Montréal
7070, boulevard Perras, Montréal (Québec) H1E 1A4
Téléphone : 514 323-7260, poste 2380
Courriel : lyse.turgeon@umontreal.ca

Fiche signalétique no 5 : Échelle des embêtements

Référence

Kanner, A. D., Coyne, J. C., Schaefer, C. and Lazarus, R. S. (1981). Comparison of two modes of stress management: Daily hassles and uplifts versus major life events. *Journal of Behavioral Medicine*, 4, pp. 1-39.

Description de l'instrument

L'échelle comprend 64 items et 6 facteurs : argent, santé, conflits sociaux, environnement, détente et tâches ménagères. On obtient un score sur la fréquence et l'intensité des embêtements. Le répondant mentionne, parmi les situations présentées, lesquelles ont été rencontrées au cours du dernier mois et indique, sur une échelle de Likert de 3 points, jusqu'à quel point chaque situation l'a embêté (1- peu grave; 2- modérément grave; 3- extrêmement grave). Exemples de préoccupation : 1) avoir des inquiétudes au sujet de votre

avenir, 2) la santé d'un membre de votre famille, 3) ne pas avoir suffisamment d'argent pour s'habiller.

Référence de la traduction

Vézina, J. et Giroux, L. (1988). *L'Échelle des embêtements : Une étude de validation française du « Hassles Scale » pour les personnes âgées*. Communication présentée au 49^e Congrès annuel de la Société canadienne de psychologie.

Population

Population générale, personnes âgées.

Type de traduction

La version originale a été traduite par deux chercheurs bilingues, puis révisée et corrigée par une traductrice professionnelle.

Prétest

Non mentionné.

Fidélité

La fidélité test-retest après 4 semaines est de 0,79 pour la fréquence et de 0,60 pour l'intensité.

Alpha de Cronbach pour les six facteurs : argent (0,94), santé (0,83), conflits sociaux (0,80), environnement (0,75), détente (0,76) et tâches ménagères (0,77).

Les inter-corrélations entre les six facteurs démontrent une indépendance relative entre eux, à l'exception d'une corrélation plus substantielle (0,528) entre les facteurs santé et détente.

Validité

Validité de contenu (personnes âgées) : parmi les 117 items de la version originale, plusieurs ne concordaient pas avec les situations confrontées par les personnes âgées (p. ex. : problèmes avec des collègues de travail, difficulté à devenir enceinte). Aussi, des analyses de fréquence ont permis d'exclure les items non sélectionnés par les sujets ou ceux qui avaient été choisis par moins de 5 % des répondants, à l'exception des items reliés à la situation financière.

Validité de construit : les 69 items restants ont été soumis à une analyse factorielle. Les six facteurs précédemment mentionnés se distinguent et expliquent 37,9 % de la variance.

Normes

Non mentionné.

Personne ressource

Version française :

Jean Vézina, Ph. D.

École de psychologie

Pavillon Félix-Antoine-Savard, Université Laval

Téléphone : 418 656-2131, poste 5431

Télécopieur : 418 656-3646

Courriel : jean.vezina@psy.ulaval.ca

Fiche signalétique no 6 : Inventaire d'anxiété de Beck

Référence

Beck, A. T., Epstein, N., Brown, G. and Steer, R. A. (1988). An inventory for measuring clinical anxiety: Psychometric properties. *Journal of Consulting and Clinical Psychology*, 56, pp. 893-897.

Description de l'instrument

L'inventaire d'anxiété de Beck est une liste de 21 symptômes d'anxiété développée auprès de grands échantillons cliniques. Les items correspondent aux symptômes principaux du trouble panique et du trouble d'anxiété généralisée du DSM III-R. Le répondant coche la fréquence du symptôme pendant les 7 derniers jours sur une échelle de 0 à 3 (Freeston *et al.*, 1994).

Référence de la traduction

Freeston, M. H., Ladouceur, R., Thibodeau, N., Gagnon, F. et Rhéaume, J. (1994). L'inventaire d'anxiété de Beck : Propriétés psychométriques d'une traduction française. *L'Encéphale*, 20(1), pp. 47-55.

Population

Population générale.

Type de traduction

Traduction simple par trois traducteurs. Des formulations alternatives sont soumises à un groupe de neuf étudiants gradués en psychologie et à des membres de la faculté. La version française finale a un accord inter-juges de 77 %.

Prétest

Une étude pilote menée auprès de vingt répondants confirme l'intelligibilité de la version française.

Fidélité

Fidélité test-retest : 62 étudiants inscrits dans un cours de psychologie, 13 hommes et 49 femmes (âge moyen = 24,43 ans, é.-t. = 6,39) ont répondu à l'inventaire d'anxiété de Beck une première fois. De ce nombre, 50 ont répondu à nouveau au questionnaire quatre

semaines plus tard. Les scores obtenus aux deux passations sont respectivement de 11,2 (é.-t. = 8,34) et 10,3 (é.-t. = 8,45) et leur corrélation est statistiquement significative ($r = 0,63$, $p < 0,001$). Le coefficient de cohérence interne alpha est de 0,85.

Validité

Validité convergente et divergente : 91 étudiants inscrits dans un cours de psychologie, 17 hommes et 74 femmes (âge moyen = 24,03 ans, é.-t. = 6,70) ont répondu à l'Inventaire d'anxiété de Beck et à une série d'autres questionnaires évaluant des concepts similaires ou opposés. Des corrélations significatives sont obtenues entre l'Inventaire d'anxiété de Beck et des symptômes obsessionnels compulsifs ($r = 0,51$, $p < 0,0001$), des croyances irrationnelles ($r = 0,35$, $p < 0,001$) et la dépression ($r = 0,31$, $p < 0,01$). Des corrélations négatives sont obtenues pour l'affirmation ($r = -0,45$, $p < 0,01$), et l'estime de soi ($r = -0,26$, $p < 0,01$).

Validité de construit – première étude : 177 étudiants inscrits à un cours universitaire, 66 hommes et 111 femmes (âge moyen = 26,17 ans, é.-t. = 6,93) ont répondu à l'Inventaire d'anxiété de Beck. Par ailleurs, deux facteurs sont retenus : le premier, qui explique 65 % de la variance, compte sept items de nature cognitive-affective et le second facteur, qui explique 16 % de la variance, en compte dix de nature somatique. Quatre items n'ont pas de saturation supérieure à 0,30 pour aucun des deux facteurs.

Validité de construit – deuxième étude : 474 patients recrutés dans des salles d'attente, 161 hommes et 313 femmes (âge moyen = 39,15 ans, é.-t. = 13,30) ont répondu à l'Inventaire d'anxiété de Beck. Deux facteurs sont retenus : le premier, qui explique 69 % de la variance, compte 12 items de nature somatique et le second facteur, qui explique 20 % de la variance, en compte 12 de nature cognitive affective. Deux items n'ont pas de saturation supérieure à 0,30 pour aucun des deux facteurs.

Normes

Étude 5 : elle permet, à titre indicatif seulement, de fournir des scores percentiles qui peuvent ainsi faciliter l'interprétation clinique advenant des études formelles de normes.

Personne ressource

Non mentionné.

Fiche signalétique no 7 : Inventaire d'anxiété situationnelle et de trait d'anxiété (IASTA-Y)

Référence

Spielberger, C. D. (1983). *Manual for the State-Trait Anxiety Inventory*. Palo Alto, California: Consulting Psychologist Press Inc.

Description de l'instrument

L'IASTA-Y est une échelle se divisant en deux parties distinctes. L'échelle d'anxiété situationnelle (1^{re} partie) se compose de 20 phrases évaluant l'état émotionnel actuel du sujet. Le sujet indique l'intensité de ses sentiments sur une échelle Likert à 4 points variant de « pas du tout » à « beaucoup ». L'échelle de trait d'anxiété se compose de 20 phrases

évaluant l'état émotionnel habituel du sujet. Le sujet doit cocher, sur une échelle Likert à 4 points variant de « presque jamais » à « presque toujours », la fréquence à laquelle il ressent habituellement les symptômes.

Référence de la traduction

Gauthier, J. et Bouchard, S. (1993). Adaptation canadienne-française de la forme révisée du « State-Trait Anxiety Inventory » de Spielberger. *Revue canadienne des sciences du comportement*, 25(4), pp. 559-578.

Population

Population générale, personnes âgées.

Type de traduction

Non mentionné.

Prétest

Non mentionné.

Fidélité

Étude de Bouchard *et al.* (1999) : 338 étudiants de niveau collégial (CÉGEP) (âge moyen = 18,09 ans) et 131 volontaires (105 femmes et 26 hommes) âgés de 65 à 92 ans (moyenne de 77,50 ans).

Coefficients de Cronbach pour les deux échelles (anxiété situationnelle et trait d'anxiété) : 0,89 et 0,91 ($p < 0,05$).

Étude de Gauthier et Bouchard (1993) : 1^{re} méthode : corrélations « *item-remainder* » de 0,35 à 0,74 pour l'échelle « anxiété situationnelle », et de 0,40 à 0,64 pour l'échelle « trait d'anxiété ».

2^e méthode : coefficients de Cronbach : 0,90 pour l'échelle « anxiété situationnelle » et 0,91 pour l'échelle « trait d'anxiété ».

Étude de Bouchard *et al.* (1996) sur la population des 65 ans et plus : corrélations « *item-remainder* » : tous les coefficients de corrélation de l'échelle « anxiété situationnelle » $> 0,35$, et tous les coefficients de corrélation de l'échelle « trait d'anxiété » $> 0,40$, à l'exception des items 24 et 35.

Étude de Bouchard *et al.* (1998) sur la population des 65 ans et plus : corrélations « *item-remainder* » pour l'item 24 et les formulations alternatives de l'item 24 (A-1, A-2, A-3) = 0,03; 0,25; 0,11; 0,003.

Corrélations « *item-remainder* » pour les 39 autres items $> 0,40$.

Coefficient de Cronbach pour les quatre versions de l'item 24 = 0,93.

Validité

Étude de Bouchard *et al.* (1999) : une analyse en facteurs communs a été effectuée séparément pour chaque sexe, accompagnée d'une rotation orthogonale Varimax. L'utilisation de critères comme la structure factorielle simple de Thurstone et le test de Scree suggère l'existence de deux facteurs, correspondant aux deux échelles et expliquant près de 36 % de la variance (même structure pour les deux sexes).

Étude de Gauthier et Bouchard (1993) : la structure factorielle avec la rotation Varimax de deux facteurs (correspondant aux deux échelles – anxiété situationnelle et trait d'anxiété), permet d'expliquer 79 % de la variance totale de l'échantillon féminin et 75 % de la variance de l'échantillon masculin. Une structure factorielle à quatre facteurs permet d'expliquer 94 % (féminin) et 90 % (masculin) de la variance totale. Cette structure met en relief la différence existant entre les items exprimant la présence ou l'absence d'anxiété pour chaque échelle.

La validité de construit est testée en soumettant les sujets à une situation anxiogène et en comparant les résultats obtenus aux deux échelles de l'IASTA-Y. Les coefficients de corrélation de Pearson entre les situations de non-examen et d'examen (anxiogène) sont de 0,39 ($p < 0,001$) pour l'échelle « anxiété situationnelle » et de 0,89 ($p < 0,001$) pour l'échelle « trait d'anxiété ».

Étude de Bouchard *et al.* (1998) : Structure factorielle : quatre facteurs indiquant la différence entre l'anxiété situationnelle et les traits d'anxiété, et la différence entre les items exprimant la présence ou l'absence d'anxiété.

Normes

Normes pour une population d'étudiants de niveau collégial – voir Bouchard *et al.* (1999).

Personne ressource

Stéphane Bouchard, Ph. D.

Titulaire de la Chaire de recherche du Canada en cyberpsychologie clinique

Département de psychoéducation et de psychologie

Université du Québec en Outaouais

Courriel : stephane.bouchard@uqo.ca

Fiche signalétique no 8 : Inventaire d'anxiété situationnelle et de trait pour enfants (STAI-C)

Référence

Speilberger, C. D. (1973). *Manual for the State Trait Anxiety Inventory for Children (STAIC)*. Palo Alto, Californie: Consulting Psychologists Press.

Description de l'instrument

Le STAI-C comporte 2 séries de 20 items chacune : l'une concerne l'anxiété en tant que trait de personnalité et l'autre, l'état d'anxiété du sujet au moment où il remplit le questionnaire, état qui peut fluctuer au cours du temps.

Référence de la traduction

Turgeon, L. and Chartrand, É. (2003). Psychometric properties of the French-Canadian version of the State-Trait Anxiety Inventory for Children. *Educational and Psychological Measurement*, 63, pp. 174-85.

Population

Enfants de 8 à 12 ans.

Type de traduction

Non mentionné.

Prétest

Non mentionné.

Fidélité

Fidélité test-retest (8 semaines) : entre 0,46 et 0,61 selon l'item étudié.

La cohérence interne a été évaluée chez 246 enfants d'une école élémentaire. L'alpha de Cronbach pour l'anxiété « état » était élevé (0,87 pour les filles et 0,82 pour les garçons); pour l'anxiété « trait », il était respectivement de 0,81 et de 0,78.

La version française a été évaluée auprès de 288 enfants québécois âgés de 8 à 13 ans. La consistance interne pour l'anxiété « trait » était de 0,89 et pour l'anxiété « état », de 0,88.

Validité

D'après Vila *et al.* (1999), le score-seuil de 34 est discriminant avec une sensibilité de 0,73 et une spécificité de 0,70.

Normes

Non mentionné.

Personne ressource

Lyse Turgeon, Ph. D.
Centre de recherche Fernand-Seguin
Site : Hôpital Rivière-des-Prairies
7070, boulevard Perras
Montréal (Québec) H1E 1A4
Téléphone : 514 323-7260, poste 2380
Courriel : lyse.turgeon@umontreal.ca

Fiche signalétique no 9 : Questionnaire sur les inquiétudes de Penn State (QIPS)

Référence

Meyer, T. J., Miller, M. L., Metzger, R. L. and Borkovec, T. D. (1990). Development and validation of the Penn State Worry Questionnaire. *Behaviour Research and Therapy*, 28(6), pp. 487-495.

Description de l'instrument

Le QIPS comprend 16 items évaluant chez les adultes la tendance générale à s'inquiéter. La cotation s'effectue sur une échelle de type Likert en 5 points (« pas du tout correspondant » à « extrêmement correspondant »).

Référence de la traduction

Gosselin, P., Dugas, M.-J., Ladouceur, R. and Freeston, M. H. (2001). Évaluation des inquiétudes : Validation d'une traduction française du Penn State Worry Questionnaire. *L'Encéphale*, 27(5), pp. 475-484.

Population

Population générale, population clinique.

Type de traduction

Non mentionné.

Prétest

Non mentionné.

Fidélité

Gosselin *et al.* (2001) : étude 1 : 352 étudiants universitaires; étude 2 : 95 étudiants universitaires; étude 3 : 77 patients qui répondent aux critères du trouble d'anxiété généralisée (TAG).

Étude 1 : coefficient de Cronbach de 0,92 pour l'échantillon total (hommes = 0,90; femmes = 0,93);

Étude 3 : coefficient de Cronbach de 0,82 pour l'échantillon total (hommes = 0,79; femmes = 0,83);

Test-retest (population non clinique, intervalle de 4 semaines) : $r = 0,86$.

Validité

Une étude de convergence entre le QIPS et 4 autres mesures de processus cognitifs du TAG a été effectuée (Gosselin *et al.*, 2001). Cette étude a démontré une très bonne validité convergente auprès d'un échantillon de la population non clinique ($r = 0,38 - 0,68$; $p < 0,005$).

Une deuxième étude a encore évalué la validité convergente et discriminante auprès d'un échantillon de la population non clinique. Les résultats démontrent une corrélation modérée entre le QIPS et l'Inventaire d'anxiété de Beck (IAB) ($r = 0,56$).

Enfin, le QIPS présente une forte corrélation avec deux autres questions qui portent sur les inquiétudes ($r = 0,65 - 0,68$). Ces corrélations supportent la validité convergente et discriminante de l'instrument.

Une troisième étude a établi des corrélations entre le QIPS et cinq autres mesures de l'anxiété, de la dépression et des inquiétudes auprès de patients souffrant d'un TAG. Les résultats font ressortir des corrélations significatives et modérées entre le QIPS et les mesures liées aux inquiétudes, et des corrélations faibles et non significatives entre le QIPS et les mesures d'état émotionnel distinct, soit l'anxiété (IAB) et les symptômes dépressifs (Inventaire de dépression de Beck).

Normes

Non mentionné.

Personne ressource

Patrick Gosselin, Ph. D.
Professeur agrégé
Département de psychologie
Université de Sherbrooke
Courriel : patrick.gosselin@usherbrooke.ca

BIEN-ÊTRE PSYCHOLOGIQUE

Fiche signalétique no 10 : Échelle de bien-être général

Référence

Dupuy, H. J. (1978). *Self-representations of general psychological well-being of American adults*. Communication présentée à l'American Public Health Association Meeting, Los Angeles, Californie, October 1978.

Description de l'instrument

Le questionnaire contient 18 items déterminant comment se sent le répondant. Les quatorze premières questions se répondent sur une échelle Likert de 6 points (0 à 5) et les quatre dernières, sur une échelle graduée en 10 points (0-10) pour donner un score maximum de 110.

Référence de la traduction

Bravo, G., Gaulin, P. et Dubois, M.-F. (1996). Validation d'une échelle de bien-être général auprès d'une population âgée de 50 à 75 ans. *Revue canadienne du vieillissement*, 15(1), pp. 112-128.

Population

Population générale, personnes âgées.

Type de traduction

Traduction renversée : un groupe de chercheurs a traduit le questionnaire de l'anglais au français, puis un autre a traduit la version française en anglais. Par la suite, une comparaison avec l'instrument original anglais a été réalisée et la correction de la version française a été effectuée par un comité. La version traduite et la version originale de l'instrument corrèlent très fortement ($r = 0,88$, $p < 0,0001$).

Prétest

L'instrument a été prétesté.

Fidélité

La cohérence interne s'élève à 0,92.

La corrélation moyenne d'un item avec le score total est de 0,66 (é.-t. = 0,07); 71 % de ces corrélations se situent entre 0,5 et 0,7.

Les corrélations inter-items sont toutes positives et varient entre 0,22 et 0,69 (moyenne = 0,47, é.-t. = 0,09); 97 % d'entre elles se situent entre 0,3 et 0,7.

La fidélité test-retest : le coefficient de corrélation intraclasse est de 0,82 (IC à 95 %; 0,71-0,89). Quarante-deux jours en moyenne séparaient la réception des deux questionnaires.

Validité

Validité discriminante : 190 sujets francophones ont répondu à l'Échelle de bien-être général, l'Inventaire de dépression de Beck et l'Inventaire de trait d'anxiété de Spielberger. Les corrélations observées pour l'ensemble des items sont de 0,71 (dépression) et de 0,82 (anxiété). Elles sont plus faibles lorsque la sous-échelle correspondante du bien-être est mise en relation avec l'échelle de dépression (0,64) et celle d'anxiété (0,76).

Validité factorielle : l'analyse en composantes principales appliquée aux versions française et anglaise du questionnaire suggère la présence d'un facteur principal qui explique 50 % de la variance. La variabilité expliquée pour chacun des autres facteurs est inférieure à 7 % avec des valeurs propres inférieures ou égales à 1.

Normes

Non mentionné.

Personne ressource

Version française :

Gina Bravo, Ph. D.

Centre de recherche sur le vieillissement

Institut universitaire de gériatrie de Sherbrooke

1036, rue Belvédère Sud

Sherbrooke (Québec) J1H 4C4

Téléphone : 819 821-1170, poste 2244

Courriel : gbravo@courrier.usherb.ca

Fiche signalétique no 11 : Échelle de bien-être psychologique et physique

Référence

Reker, G. T. and Wong, P. T. P. (1984). Psychological and physical well-being in the elderly: The Perceived Well-Being Scale (PWB). *Canadian Journal on Aging*, 3, pp. 23-32.

Description de l'instrument

Cette échelle contient quatorze questions, dont huit mesurent le bien-être physique (1, 3, 4, 6, 9, 11, 13, 14) et six, le bien-être psychologique (2, 5, 7, 8, 10, 12). Les questions se répondent sur une échelle de 7 points variant de « fortement d'accord » à « fortement en désaccord ». Le total des items donne un indice de bien-être général. Quelques exemples de questions : « 1) Je n'ai pas souvent de souffrances physiques; 2) Personne ne se préoccupe si je suis vivant ou mort; 3) Je ne crois pas avoir de problèmes au cœur ».

Référence de la traduction

Vézina, J., Bourque, P. et Bélanger, Y. (1988). Traduction du *Perceived Well-Being Scale*. Document inédit. Québec : École de psychologie, Université Laval.

Population

Population générale, personnes âgées.

Type de traduction

Non mentionné.

Prétest

Non mentionné.

Fidélité

Dans un intervalle de deux ans, la stabilité temporelle indique une corrélation de 0,79 pour le bien-être psychologique, de 0,65 pour le bien-être physique et de 0,78 pour le bien-être global.

Validité

L'analyse factorielle confirme les deux facteurs postulés, soit le bien-être psychologique (32 % de la variance) et le bien-être physique (13 % de la variance).

Normes

Non mentionné.

Personnes ressources

Version originale :

Gary Reker, Ph. D.

Trent University

Téléphone : 705 748-1011, poste 1508

Courriel : greker@trentu.ca

Version française :

Jean Vézina, Ph. D.

École de psychologie

Université Laval

Québec (Québec) G1K 7P4

Téléphone : (418) 656-2131, poste 5431

Télécopieur : (418) 656-3646

Courriel : jean.vezina@psy.ulaval.ca

**Fiche signalétique no 12 : Échelle de mesure des manifestations du bien-être
psychologique (ÉMMBEP)**

Références

Massé, R., Poulin, C., Dassa, C., Lambert, J., Bélair, S. et Battaglini, A. (1998b). Élaboration et validation d'un outil de mesure du bien-être psychologique : L'ÉMMDEP. *Revue canadienne de santé publique*, 89(5), pp. 352-357.

Massé, R., Poulin, C., Dassa, C., Lambert, J., Bélair, S. et Battaglini, A. (1998a). *Élaboration et validation d'un outil de mesure de la santé mentale* (Tome 1 – Étude ethnosémantique; Tome 2- Étude de validation). Montréal, Canada : Direction de la Santé publique de Montréal-Centre.

Massé, R., Poulin, C., Dassa, C., Lambert, J., Bélair, S. et Battaglini, A. (1998c). The structure of mental health: Higher-order confirmatory factor analyses of psychological distress and well-being measures. *Social Indicators Research*, 45, pp. 475-504.

Description de l'instrument

L'ÉMMBEP est un outil de mesure qui permet d'évaluer le bien-être psychologique des gens dans la population générale. Il a été élaboré à partir d'une liste de manifestations physiques, cognitives, comportementales et émotives qui furent rapportées à travers des récits d'épisodes vécus de bien-être. L'EMMBEP repose sur 25 items mesurant les dimensions d'estime de soi (4 items), d'équilibre (4 items), d'engagement social (4 items), de sociabilité (4 items), de contrôle de soi et des événements (4 items) et de bonheur (5 items). Une échelle de fréquence à 5 niveaux permet de coter chaque item.

Une version longue de 47 items est également disponible et peut être utilisée pour les recherches portant spécifiquement sur la notion de bien-être psychologique. La version courte de 25 items est utile pour les enquêtes de type épidémiologique.

Population

Population générale.

Type de traduction

Instrument original en français, traduction anglaise disponible (méthode de rétrotraduction).

Prétest

À partir d'un échantillon de 120 sujets, une étude test-retest (intervalle de 5-8 jours) a permis d'enlever les items présentant un kappa plus faible ($< 0,25$).

Fidélité

Coefficient alpha de Cronbach de 0,93 pour l'ensemble de l'échelle (0,96 pour la version longue).

Validité

Des études factorielles exploratoires (Massé *et al.*, 1998a, 1998b) permettent d'identifier une structuration du construit du bien-être autour de six dimensions factorielles (contrôle de soi et des événements, bonheur, engagement social, estime de soi, équilibre, sociabilité), ce qui a d'ailleurs permis la construction de l'échelle.

Normes

Non mentionné.

Personnes ressources

Carole Poulin
Direction de santé publique de Montréal-Centre
Régie régionale de Montréal-Centre
Courriel : cpoulin@santepub-mtl.qc.ca

Raymond Massé
Département d'anthropologie
Université Laval
Courriel : raymond.masse@ant.ulaval.ca

Fiche signalétique no 13 : Échelle d'équilibre affectif

Référence

Bradburn, N. M. (1969). *The structure of Psychological Well-Being*. Chicago: Aldine.

Description de l'instrument

Dix items mesurent l'équilibre affectif. Pour chaque item, le répondant indique la fréquence de la situation mentionnée en cochant « souvent », « quelquefois » ou « jamais ». Il est aussi possible d'augmenter l'échelle Likert de deux points tout comme on peut proposer au répondant de donner sa réponse par « oui » ou « non ». Voici quelques questions : « Au cours des dernières semaines, combien de fois vous êtes-vous senti(e) : 1- le(la) plus heureux(se) au monde?; 2- très seul(e) ou isolé(e) des gens?; 3- particulièrement emballé(e) ou intéressé(e) par quelque chose? ».

Références de la traduction

Santé Canada (1981). *La santé des Canadiens*. Rapport de l'Enquête Santé Canada (no 82-538F).

Santé Canada (1995). *Bien-être : Résultats de l'intégration de l'Échelle d'équilibre affectif de Bradburn à l'Enquête sur le vieillissement et l'autonomie de 1991* (no H39-310/1995F). Préparé pour la Division de la santé mentale, Direction générale des programmes et des services de santé.

Population

Population générale.

Type de traduction

Non mentionné.

Prétest

Non mentionné.

Fidélité

Non mentionné.

Validité

Non mentionné.

Normes

Non mentionné.

Personne ressource

Non mentionné.

DÉPRESSION

Fiche signalétique no 14 : Attributional Style Questionnaire (ASQ)

Référence

Peterson, C. *et al.* (1982). The Attributional Style Questionnaire. *Cognitive Therapy and Research*, 6(3), pp. 287-299.

Description de l'instrument

L'ASQ, qui comporte 36 items, présente 12 événements hypothétiques (6 positifs, 6 négatifs) que les participants évaluent en fonction de trois dimensions : interne-externe (Locus), stabilité-instabilité (Stabilité) et globalité-spécificité (Globalité).

Références de la traduction

Vallières, E. F. et Vallerand, R. J. (1990). Traduction et validation du « Attributional Style Questionnaire ». *Compte-rendu du Congrès de la Société canadienne de psychologie*. 31(2), p. 464.

Population

Population générale.

Type de traduction

Non mentionné.

Prétest

Non mentionné.

Fidélité

Alpha de Cronbach = 0,21 (Locus), 0,56 (Stabilité), 0,66 (Globalité) et 0,72 (événements négatifs).

Validité

Des analyses factorielles (Arntz *et al.*, 1985; Corr and Gray, 1996) montrent que les trois dimensions expliquent entre 30,1 % et 34 % de la variance, alors que les facteurs stabilité-globalité en expliquent 64 %.

Normes

Non mentionné.

Personne ressource

Evelyne Vallières
Télé-université
Université du Québec à Montréal
Téléphone : 1 800-463-4728, poste 2761
Courriel : vallieres.evelyne@teluq.uqam.ca

Fiche signalétique no 15 : Center for Epidemiologic Studies-Depression Scale (CES-D)

Référence

Radloff, L. S. (1977). The CES-D Scale: A self-report depression scale for research in the general population. *Applied Psychological Measurement*, 1, pp. 385-401.

Description de l'instrument

Les 20 items de l'échelle évaluent différents aspects de la symptomatologie dépressive: humeur dépressive, sentiments de culpabilité, désespoir, ralentissement psychomoteur, troubles de l'appétit et troubles du sommeil. L'échantillon à l'étude était composé de 333 patients hospitalisés, 112 patients consultant en psychiatrie et 5 226 patients consultant 367 médecins généralistes.

Référence de la traduction

Fuhrer, R. et Rouillon, F. (1989). La version française de l'échelle CES-D (Center for Epidemiologic Studies-Depression Scale). Description et traduction de l'échelle d'auto-évaluation. *Psychiatrie et Psychobiologie*, 4, pp. 163-166.

Population

Population générale, population clinique.

Type de traduction

Non mentionné.

Prétest

Non mentionné.

Fidélité

Non mentionné.

Validité

Sensibilité = 0,76;

Spécificité = 0,71.

Normes

Afin d'obtenir le niveau de sensibilité et de spécificité mentionné précédemment, le seuil optimal de l'instrument doit être de 17 pour les hommes et de 23 pour les femmes.

Personne ressource

Françoise Maylin
Institut national de la santé et de la recherche médicale
Unité 169
16, avenue Paul-Vaillant-Couturier
94807, Villejuif Cedex, France
francoise.maylin@dicdoc.inserm.fr

Fiche signalétique no 16 : Échelle de dépression de Montgomery et Asberg (MADRS)

Référence

Montgomery, S. A. and Asberg, M. (1979). A new depression scale designed to be sensitive to change. *British Journal of Psychiatry*, 134, pp. 382-389.

Description de l'instrument

Conçue pour être sensible au changement induit par le traitement, cette échelle d'observation du noyau dépressif dérive de la liste d'items du Comprehensive Psychopathological Rating Scale (CPRS). Les auteurs ont tenté de bâtir une échelle en ne rassemblant que les items du CPRS qui, d'après l'étude d'un groupe de 106 déprimés, étaient les plus statistiquement représentés. Elle comporte 10 items à 7 degrés (0 à 6) clairement commentés.

Référence de la traduction

Pellet, J., Bobon, D. P. *et al.* (1980). Études principes de la validation française de la M.A.D.R.S., sous-échelle dépression de la C.P.R.S. Communication présentée au Congrès de psychiatrie et de neurologie de langue française, Reims, France.

Population

Population clinique.

Type de traduction

Non mentionné.

Prétest

Non mentionné.

Fidélité

La fiabilité inter-juges a été démontrée à l'aide du test du Kappa pondéré de Cohen (KW) :

Admission : $K = 0,41$; $KW = 0,81$; $r = 0,97$;

Sortie : $K = 0,69$; $KW = 0,84$; $r = 0,96$.

Validité

L'analyse en composantes principales permet de retenir 3 facteurs de valeur propre supérieure à 1 et un autre de valeur avoisinant 1 (facteur IV : 0,96). Le facteur I explique 36,6 % de la variance. Il semble mieux couvrir l'aspect psychique que l'aspect somatique de la dépression. Le facteur II explique 11 % de la variance et oppose la lassitude à l'anxiété. Il semble différencier la dépression anxieuse de la dépression ralentie. Les facteurs III et IV, après rotation Varimax, semblent couvrir les dimensions somatiques de la dépression. Le facteur IV est celui qui se rapproche le plus du deuxième facteur de la solution à deux facteurs retenue par Guelfi et collaborateurs dans une A.C.P. non publiée portant sur 1 200 cas.

Normes

Étude 3 : la note moyenne initiale est entre 23,7 et 28,2, et ne serait pas influencée par le sexe ni l'âge.

Personne ressource

Non mentionné.

Fiche signalétique no 17 : Échelle de dépression gériatrique (GDS)

Références

Yesavage, J. A., Brink, T. L., Rose, T. L., Lum, O., Huang, V., Adey, M. and Leirer, V. O. (1983). Development and validation of a geriatric depression screening scale: A preliminary report. *Journal of Psychiatric Research*, 17, pp. 37-49.

Sheik, J. I. and Yesavage, J. A. (1986). Geriatric Depression Scale (GDS): Recent evidence and development of a shorter version. Dans T. L. Brink (Éd.), *Clinical Gerontology: A guide to assessment and intervention*. New York: Haworth Press.

D'Ath, P., Katona, P., Mullan, E., Evans, S. and Katona, C. (1994). Screening, detection and management of depression in primary care attenders. I: The acceptability and performance of the 15 items Geriatrics Depression Scale (GDS15) and the development of shorter versions. *Family Practice*, 11, pp. 260-266.

Burke, W. J., Roccaforte, W. H., Wengel, S. P., Conley, D. M. and Potter, J. F. (1995). The reliability and validity of the Geriatric Depression Rating Scale administered by telephone. *Journal of the American Geriatrics Society*, 43, pp. 674-679.

Description de l'instrument

L'échelle contient 30 items qui évaluent les manifestations de la dépression gériatrique. À chaque question, le sujet répond « oui » ou « non » en fonction de l'état dans lequel il s'est senti pendant la semaine précédente. Une réponse positive à vingt des trente questions et une réponse négative aux dix autres questions (1, 5, 7, 9, 15, 19, 21, 27, 29 et 30) indiquent la présence possible de dépression.

Score de 0 à 10 = absence de dépression;

Score de 11 à 20 = dépression légère;

Score de 21 à 30 = dépression modérée ou grave.

Il existe trois versions brèves de l'Échelle de dépression gériatrique. Des versions contenant 15, 10 et 4 items sont disponibles, mais les qualités métrologiques des versions françaises ne sont pas documentées. Elles sont disponibles dans l'article de D'Ath *et al.* (1994).

Il est également possible d'utiliser l'Échelle de dépression gériatrique lors d'entrevues téléphoniques. Les trente items de l'échelle sont alors soumis au répondant par téléphone. Les qualités métrologiques de cette utilisation de la version française ne sont pas documentées. On retrouve une description de cette utilisation dans Burke *et al.* (1995).

Références de la traduction

Bourque, P., Blanchard, L., et Vézina, J. (1990). Étude psychométrique de l'Échelle de dépression gériatrique. *Revue canadienne du vieillissement*, 9, pp. 348-355.

Laprise, R. and Vézina, J. (1988). Diagnostic performance of the Geriatric Depression Scale and the Beck Depression Inventory with older adults nursing-home residents. *Canadian Journal on Aging*, 17, pp. 401-413.

Population

Personnes âgées de 60 ans et plus.

Type de traduction

Traduction simple : un service de traduction a été chargé de développer la version française.

Prétest

Le questionnaire a été administré à 100 personnes âgées pour vérifier la compréhension de la formulation des items et de leur contenu. Après quoi, quelques corrections ont été faites par le traducteur.

Fidélité

Un test-retest avec un intervalle de quatre semaines chez un sous-groupe de 54 sujets (Nouveau-Brunswick) et de 51 sujets (Québec) révèle une bonne stabilité temporelle ($r = 0,83$ et $r = 0,70$, respectivement).

Cohérence interne (formule 20 du Kuder-Richardson) : 0,84 pour l'échantillon du Nouveau-Brunswick et 0,90 pour l'échantillon du Québec.

La méthode des deux moitiés (Guttman split-half) indique un coefficient de 0,82 pour le Nouveau-Brunswick et de 0,88 pour le Québec.

Validité

Validité concomitante établie en corrélant les scores de l'ÉDG et du Questionnaire de dépression de Beck (QDB : Bourque et Beaudette, 1982). Le coefficient de corrélation obtenu est de 0,63 (N.-B.) et de 0,76 (Qué.).

Une analyse factorielle indique un seul facteur qui explique 23 % de la variance totale.

Normes

Bourque *et al.* (1990) mentionnent les moyennes et les pourcentages obtenus par leurs sujets. Laprise et Vézina (1988) rapportent la sensibilité, la spécificité et le degré de précision pour l'échelle de dépression gériatrique et l'Inventaire de dépression de Beck selon différents scores seuil de division.

Personnes ressources

Version originale

Jerome A. Yesavage, professeur
Psychiatry and Behavioral Sciences
Stanford University
3801, Miranda Avenue
Mail Code : 5550
Téléphone : 650 852-3287
Télécopieur : 650 852-3299
Courriel : yesavage@stanford.edu

Version française :
Paul Bourque, Ph. D.
Professeur titulaire
Département de psychologie
Université de Moncton
Moncton, Canada E1A 3E9
Téléphone : 506 858-4200
Télécopieur : 506 858-4768
Courriel : bourcup@umoncton.ca

Fiche signalétique no 18 : Inventaire abrégé de dépression de Beck

Référence

Beck, A. and Beamesderfer, A. (1974). Assessment of depression: The Depression Inventory. *Modern Problems in Pharmacopsychiatry*, 7, pp. 151-169.

Description de l'instrument

Il s'agit d'une mesure de la dépression comportant initialement 21 items, dont la forme a été abrégée par l'auteur d'origine à 13 items. L'inventaire mesure les cognitions dépressives en proposant, pour chacun des items, une série de 4 énoncés représentant des degrés croissants de symptômes. Pour chaque item, la cotation va de 0 à 3. Plus la note globale est élevée, plus le sujet est déprimé (0 à 39). L'inventaire à 21 items est toutefois plus utilisé en psychothérapie cognitive que la forme abrégée, utile en médecine générale comme en épidémiologie.

Référence de la traduction

Collet, L. et Cottraux, J. (1986). Inventaire abrégé de la dépression de Beck (13 items). Étude de la validité concurrente avec les échelles de Hamilton et de ralentissement de Widlöcher. *L'Encéphale*, 12, pp. 77-79.

Population

Population clinique.

Type de traduction

Non mentionné.

Prétest

Non mentionné.

Fidélité

Non mentionné.

Validité

Trois études françaises ont permis de vérifier la validité de l'instrument traduit :

Étude 1 : 79 déprimés (sévérement à très sévérement), hospitalisés dans 2/3 des cas;

Étude 2 : 50 déprimés ambulatoires selon les critères de Feighner;

Étude 3 : 45 dépressifs majeurs.

Étude 2 :

- 1) Score global à l'Échelle de Beck vs score global à l'Échelle de Hamilton : $r = 0,407$ ($p \leq 0,01$);
- 2) Score global à l'échelle de Widlöcher vs score global à l'échelle de Beck : $r = 0,382$ ($p \leq 0,01$).

Étude 3 : la structure factorielle, après rotation Varimax, s'approche de la structure factorielle de la version anglaise à quatre facteurs : le ralentissement (25 % de la variance), la culpabilité (17 % de la variance), le retrait social (12 % de la variance) et la perturbation somatique (8,8 % de la variance). Toutefois, la version anglaise abrégée retenait deux facteurs : le ralentissement et la culpabilité.

Normes

Non mentionné.

Personne ressource

Non mentionné.

Fiche signalétique no 19 : Inventaire de dépression de Beck

Référence

Beck, A. T., Ward, C. H., Mendelson, M. *et al.* (1961). An inventory for measuring depression. *Archives of General Psychiatry*, 4, pp. 561-571.

Description de l'instrument

L'outil donne une estimation quantitative de l'intensité des sentiments dépressifs. Il comprend 21 items de symptômes et d'attitudes (la version courte comprend 13 des 21 items), qui décrivent une manifestation comportementale spécifique de la dépression, gradués de 0 à 3 par une série de quatre énoncés reflétant le degré de gravité du symptôme.

Références de la traduction

Une première traduction a été effectuée par les français Delay, Pichot, Lempérière et Mirouze (1963) et Pichot et Lempérière (1964). Toutefois, la version originale a été modifiée par Beck (1978). La présente traduction concerne la version modifiée.

Bourque, P. et Beaudette, D. (1982). Étude psychométrique du Questionnaire de dépression de Beck auprès d'un échantillon d'étudiants universitaires francophones. *Revue canadienne des sciences du comportement*, 14(3), pp. 211-218.

Population

Population générale, population clinique (13 à 80 ans).

Type de traduction

Non mentionné.

Prétest

Non mentionné.

Fidélité

Selon une étude (1) portant sur 498 étudiants de l'Université de Moncton (211 hommes et 287 femmes, âge moyen = 20,2 ans), la formule 21 du Kuder-Richardson révèle un coefficient de 0,92.

Selon une étude (2) sur 374 étudiants de niveau secondaire (niveau I à V) de la région de Gatineau (185 garçons et 189 filles, âgés entre 12 et 17 ans), l'alpha de Cronbach est de 0,80.

Validité

Étude 1 : une analyse factorielle des résultats de l'échantillon, après rotation Varimax, révèle trois facteurs bien distincts :

- 1) vue négative de soi (56 % de la variance);
- 2) aspect somatique (10,2 % de la variance);
- 3) humeur (9,1 % de la variance).

Étude 2 : une analyse factorielle, après rotation Varimax, révèle la présence de trois domaines qui représentent 35,7 % de la variance totale, soit :

- 1) vue négative de soi (7,2 % de la variance);
- 2) dimension somatique (6 % de la variance);
- 3) humeur (22,5 % de la variance).

Cette composition factorielle est très semblable à celle obtenue par Beck et Beamesderfer (1974).

Normes

Étude 2 : moyenne = 9,2 (écart-type = 7,5). Selon ces auteurs, les normes sont comparables aux normes obtenues auprès d'échantillons d'adolescents anglophones.

Personne ressource

Non mentionné.

Fiche signalétique no 20 : Inventaire de dépression pour enfants de Kovacs (CDI)

Références

Kovacs, M. (1981). Rating scales to assess depression in school-aged children. *Acta Paedopsychiatrica*, 46, pp. 305-315.

Kovacs, M. (1985). The Children Depression Inventory (CDI). *Psychopharmacology Bulletin*, 21(4), pp. 995-998.

Description de l'instrument

Il s'agit d'un instrument mesurant l'intensité des sentiments dépressifs chez l'enfant. Il est composé de 27 items qui sont gradués sur une échelle de trois points qui représentent l'absence, la présence et la fréquence d'occurrence de symptômes spécifiques. Pour chaque item, l'enfant choisit la proposition qui correspond le plus à son état au moment du test. Valeurs numériques : 0 (neutre) à 2 (intensité maximale). Utilisable avec des enfants âgés entre 8 et 17 ans.

Référence de la traduction

Saint-Laurent, L. (1990). Études psychométrique de l'Inventaire de dépression pour enfants de Kovacs auprès d'un échantillon francophone. *Revue canadienne des sciences du comportement*, 22(4), pp. 377-384.

Population

Entre 8 et 17 ans.

Type de traduction

Par comité et prétest.

Prétest

Non mentionné.

Fidélité

Étude sur 470 élèves (226 garçons et 244 filles) âgés entre 8 ans 6 mois et 14 ans. Classes régulières de 5^e et 6^e année. Score total : alpha = 0,92.

Validité

Structure factorielle : 8 facteurs, expliquant 52,8 % de la variance.

Normes

Moyenne approximative de 9, écart-type d'environ 6; score de 17 représente le 90^e percentile.

Personne ressource

Lise Saint-Laurent

Professeure associée

Département d'études sur l'enseignement et l'apprentissage

Faculté des sciences de l'éducation

Université Laval

Québec (Québec)

Téléphone : 418 656-2131, poste 5493

Courriel : lise.saint-laurent@fse.ulaval.ca

Fiche signalétique no 21 : Questionnaire QD-2A

Référence

Pichot, P., Boyer, P., Pull, C. *et al.* (1984). Un questionnaire d'auto-évaluation de la symptomatologie dépressive : Le QD 2. Construction, structure factorielle, propriétés métrologiques. *Revue de psychologie appliquée*, 3, pp. 229-250.

Description de l'instrument

Cet instrument découle de quatre différents questionnaires fréquemment utilisés (en Europe surtout) en clinique comme en recherche, soit : la Hopkins Symptoms Check-List (58 items), le Questionnaire de Beck et Pichot (13 items), l'échelle D du MMPI (60 items) et le Questionnaire de dépression de Zung (20 items). Un comité d'experts a permis de réduire la somme des 151 items aux 52 items qui ont formé la première version de l'instrument, le QD-1. La reformulation des questions (vrai-faux) a amené la version QD-2. Aujourd'hui, la forme abrégée, le QD-2A, comporte 13 items. Chaque item est représenté par une proposition simple appelant une réponse dichotomique par « vrai » ou « faux ». La note est le nombre de propositions classées « vrai » et peut donc varier de 0 à 13. L'outil peut être utilisé pour la détection des sujets dépressifs dans la population générale comme pour la discrimination entre malades somatiques déprimés et malades non déprimés.

Référence de la traduction

L'instrument a été conçu en français.

Population

Population clinique.

Type de traduction

L'instrument a été conçu en français.

Prétest

Non mentionné.

Fidélité

Consistance interne : coefficients R de Spearman supérieurs à 0,70.

Validité

Les analyses factorielles isolent deux facteurs : force pulsionnelle générale et humeur dépressive.

Normes

Non mentionné.

Personne ressource

Non mentionné.

DÉSIRABILITÉ SOCIALE

Fiche signalétique no 22 : Échelle de conformité sociale

Référence

Crowne, D. P. and Marlowe, D. (1964). *The approval motive: Studies in evaluative dependence*. New York: John Wiley & Sons, Inc.

Description de l'instrument

L'échelle contient 33 affirmations auxquelles le sujet répond par « vrai » ou « faux ». Un point est donné pour les items 1, 2, 4, 7, 8, 13, 16, 17, 18, 20, 21, 24, 25, 26, 27, 29, 31 et 33 s'ils sont cotés « vrai » et un point pour les autres items lorsqu'ils sont cotés « faux ».

Référence de la traduction

Vézina, J. (1989). *Traduction de l'Échelle de conformité sociale*. Document inédit. Québec : École de psychologie, Université Laval.

Population

Population générale.

Type de traduction

Non mentionné.

Prétest

Non mentionné.

Fidélité

Non mentionné.

Validité

Non mentionné.

Normes

Non mentionné.

Personnes ressources

Version originale :

Doug Crowne, Ph. D.

Distinguished Professor Emeritus

University of Waterloo

Téléphone : 519 888-4567, poste 3052

Télécopieur : 519 746-8631

Courriel : dcrowne@watarts.uwaterloo.ca

Version française :
Jean Vézina, Ph. D.
École de psychologie
Pavillon Félix-Antoine-Savard
Université Laval
Téléphone : 418 656-2131, 5431
Télécopieur : 418 656-3646
Courriel : jean.vezina@psy.ulaval.ca

DÉTRESSE GÉNÉRALE ET STRESS

Fiche signalétique no 23 : Échelle de mesure des manifestations de la détresse psychologique (ÉMMDP)

Référence

Massé, R., Poulin, C., Dassa, C., Lambert, J., Bélair, S. et Battaglini, A. (1998b). Élaboration et validation d'un outil de mesure de la détresse psychologique au Québec. *Revue canadienne de santé publique*, 89(3), pp. 83-189.

Description de l'instrument

L'ÉMMDP est un outil de mesure qui permet d'évaluer la détresse psychologique des gens dans la population générale. Il a été élaboré à partir d'une liste de manifestations physiques, cognitives, comportementales et émotives qui furent rapportées à travers des récits d'épisodes vécus de détresse. Il se veut sensible au contexte socioculturel du Québec des années 1990. L'ÉMMDP repose sur 23 items mesurant les dimensions d'auto-dévalorisation (7 items), d'irritabilité-agressivité (5 items), d'anxiété-dépression (5 items) et de désengagement social (6 items). Une échelle de fréquence à cinq niveaux permet de coter chaque item.

Une version longue de 43 items est également disponible et peut être utilisée pour les recherches portant spécifiquement sur la notion de détresse. La version courte de 23 items est utile pour les enquêtes de type épidémiologique.

Référence de la traduction

Instrument original en français, traduction anglaise disponible (méthode de rétrotraduction).

Population

Population générale.

Type de traduction

Non mentionné.

Prétest

Étude test-retest (intervalle de 5-8 jours) a permis d'enlever les items présentant un kappa plus faible (échantillon de 120 sujets).

Fidélité

Coefficient alpha de 0,93 (échantillon de 400 sujets).

Validité

Étude de validité convergente : Comparaison de l'ÉMMDP et de l'IDPESQ : coefficient de corrélation de 0,81; 87 % des répondants sont classés dans les mêmes catégories de détresse faible et de détresse élevée dans les deux échelles (13 % dans des catégories opposées). L'ÉMMDP a tendance à identifier un plus fort pourcentage de répondants dans la

catégorie détresse élevée que l'IDPESQ, et ce, en particulier pour les sous-groupes sociaux en difficulté.

Résultats de régression logistique : Capacité à identifier des cas relativement lourds de détresse psychologique étant donné une association significative des scores élevés de détresse avec les variables suivantes : augmentation de la consommation d'alcool et de médicaments psychotropes, recours aux services professionnels de santé, insatisfaction face à la vie en général, autodiagnostic de dépression ou burn-out, auto-évaluation négative de l'état de santé psychologique et auto-évaluation négative de l'état de santé général (Massé *et al.*, 1998b).

Normes

Non mentionné.

Personnes ressources

Carole Poulin
Direction santé publique de Montréal-Centre
Régie régionale de Montréal-Centre
Courriel : cpoulin@santepub-mtl.qc.ca

Raymond Massé
Département d'anthropologie
Université de Laval
Courriel : raymond.masse@ant.ulaval.ca

Fiche signalétique no 24 : General Health Questionnaire

Référence

Goldberg, D. P. (1972). *The detection of psychiatric illness by questionnaire* (Maudsley monograph No. 21). Oxford: Oxford University Press.

Description de l'instrument

Le développement du GHQ a été décrit dans l'ouvrage de Goldberg (1972). Depuis cette date, de nombreuses versions (GHQ-60, GHQ-30, GHQ-28, GHQ-12) ont été mises au point. Parmi les différentes versions existantes, le GHQ-28 est à la fois une des plus performantes et des plus utilisées dans le milieu hospitalier et pour la population générale. Cet outil couvre quatre domaines : dépression, anxiété, dysfonctionnement social et hypocondrie.

Référence de la traduction

Bettschart, W., Plancherel, B. and Bolognini, M. (1991). Validity study of French version of the GHQ-28 in a community sample of 20 years old. *Psychologie médicale*, 23, pp. 1059-1064.

Population

Population générale, population clinique.

Type de traduction

Non mentionné.

Prétest

Non mentionné.

Fidélité

Consistance interne selon les études menées par Pariente *et al.* (1992) et Darvez-Bornoz *et al.* (1998) : alpha de Cronbach = 0,91 et 0,95.

Validité

Des études menées par Pariente *et al.* (1992) et Darvez-Bornoz *et al.* (1998) ont confirmé la structure factorielle en quatre facteurs (symptômes somatiques, anxiété et insomnie, dysfonctionnement social, dépression sévère) rendant compte de 59 % de la variance totale.

Normes

Non mentionné.

Personne ressource

Non mentionné.

Fiche signalétique no 25 : Indice de détresse psychologique – Enquête Santé Québec (IDPESQ)

Référence

Ilfeld, F.W. (1976). Further validation of a psychiatric symptom index in a normal population. *Psychological Reports*, 39, pp. 1215-1228.

Description de l'instrument

L'IDPESQ est un questionnaire autoadministré qui permet de mesurer les symptômes de dépression, d'anxiété, d'irritabilité et les problèmes cognitifs. L'IDPESQ ne permet pas de déterminer la présence de troubles psychiatriques spécifiques. Il mesure une symptomatologie non spécifique que plusieurs chercheurs désignent « détresse psychologique ». Le niveau de détresse psychologique « sévère » dans la population a été déterminé en référence à des normes publiées par Boyer *et al.* (1993). Une version de 29 items (IDPESQ-29) est disponible ainsi qu'une version réduite, excluant les items possiblement d'origine somatique (IDPESQ-14). Cet instrument a été adapté et utilisé dans le cadre des Enquêtes Santé Québec 1987, 1992 et 1998 (et dans plusieurs autres études) pour déterminer le niveau de détresse psychologique de la population québécoise.

Référence de la traduction

Boyer, R., Prévile, M., Légaré, G. et Valois, P. (1993). La détresse psychologique dans la population du Québec non institutionnalisée : Résultats normatifs de l'Enquête Santé Québec. *Revue canadienne de psychiatrie*, 38(juin), pp. 339-343.

Population

Population générale.

Type de traduction

Non mentionné.

Prétest

Non mentionné.

Fidélité

Le coefficient de consistance interne alpha de Cronbach est de 0.92 pour l'IDPESQ-29 et de 0.89 pour l'IDPESQ-14 (Préville *et al.*, 1992).

Validité

Des études factorielles ont permis de déterminer quatre dimensions de la détresse psychologique mesurée par l'IDPESQ : dépression, anxiété, colère et problèmes cognitifs (Martin, Sabourin, & Gendreau, 1989). Ce modèle a été comparé à cinq dimensions : dépression, anxiété, irritabilité, problèmes cognitifs et somatisation (Préville, Potvin, & Boyer, 1995). Les deux versions comportent une validité de construit satisfaisante.

Normes

Disponibles selon le genre et l'âge (Boyer *et al.*, 1993).

Personnes ressources

Michel Préville
Institut de recherche en gériatrie et gérontologie
Courriel : mprevill@courrier.usherb.ca

Richard Boyer
Centre de recherche Fernand-Séguin
Courriel : rboyer@ssss.gouv.qc.ca

Fiche signalétique no 26 : Inventaire bref des symptômes

Référence

Derogatis, L. R. and Melisaratos, N. (1983). The Brief Symptom Inventory: An introductory report. *Psychological Medicine*, 13, pp. 595-605.

Description de l'instrument

L'Inventaire bref des symptômes est la version abrégée du SCL-90-R. Cinquante-trois énoncés évaluent neuf dimensions : somatisation, obsession-compulsion, sensibilité interpersonnelle, dépression, anxiété, aliénation sociale, anxiété phobique, idéation paranoïde et hostilité. Trois indices de détresse psychologique sont disponibles : Index général de sévérité (IGS), Total des symptômes positifs (TSP) et Index de détresse des symptômes positifs (IDSP). Le répondant indique les symptômes rencontrés sur une échelle

de type Likert de 5 points allant de 0 (pas du tout) à 4 (excessivement). Parmi les items, nous retrouvons : « 1. Nervosité ou impressions de tremblements intérieurs; 2. Faiblesses ou étourdissements; 3. L'idée que quelqu'un peut contrôler vos pensées. ».

Note : Il existe aussi une version très abrégée du SCL-90-R décrite dans Nguyen, T. D., Attkisson, C. C. and Stegner, B. L. (1983). Assessment of patient satisfaction: Development and refinement of a service evaluation questionnaire. *Evaluation and Program Planning*, 6, pp. 299-314. Cette échelle de dix items évalue la somatisation, la dépression et l'anxiété phobique. Le répondant indique les symptômes rencontrés sur une échelle de type Likert de 5 points allant de 0 (pas du tout) à 4 (excessivement). Le score global varie de 0 à 40.

Références de la traduction

Perrudet-Badoux, A. (1987). Évaluation des désordres psychologiques dans une population d'asthmatiques à l'aide du « Brief Symptom Inventory » (BSI). *Psychologie Médicale*, 19(13), pp. 2457-2460.

Population

Population générale, population clinique.

Type de traduction

Non mentionné.

Prétest

Non mentionné.

Fidélité

Non mentionné.

Validité

Non mentionné.

Normes

Des normes américaines existent pour les personnes âgées (voir Hale, W. D., Cochran, C. D. and Hedgepeth, B. E., 1984. Norms for the elderly on the Brief Symptom Inventory. *Journal of Consulting and Clinical Psychology*, 52, pp. 321-322). Ces indications n'ont cependant pas de valeur diagnostique.

Personne ressource

Version française :

Anne Perrudet-Badoux

Laboratoire de psychologie environnementale

CNRS UPRES-A 8069

Université Paris-V, 71-75 avenue Édouard-Vaillant

92100 Boulogne-Billancourt, France

Fiche signalétique no 27 : Mesure de stress psychologique (MSP)

Référence

Lemyre, L. et Tessier, R. (1988). Mesure de stress psychologique (MSP) : Se sentir stressé(e). *Revue canadienne des sciences du comportement*, 20, pp. 302-321.

Description de l'instrument

L'échelle originale contient 53 symptômes décrivant des problèmes affectifs, cognitifs, comportementaux et physiques. Exemples d'items : « 1- Je suis tendu(e) ou crispé(e); 2- Je me sens la gorge serrée ou j'ai la bouche sèche, 3- Je prends plus de deux consommations d'alcool par jour ». Le répondant indique jusqu'à quel point les items le décrivent depuis les quatre ou cinq derniers jours. Huit choix de réponse sont offerts, allant de « pas du tout » à « énormément ».

Référence de la traduction

L'instrument a été conçu en français.

Population

Population générale.

Type de traduction

L'instrument a été conçu en français.

Prétest

Non mentionné.

Fidélité

Une analyse de cohérence interne (fidélité) permet de retenir 60 items dont la corrélation inter-items se situe entre 0,30 et 0,80. Quatre-vingt-dix-sept adultes universitaires participent à cette phase de l'étude. Le coefficient alpha (Cronbach) est de 0,97 pour les 60 items.

De nouvelles corrélations inter-items sont effectuées lors d'une étude portant sur la fiabilité du rapport verbal par le conjoint et des items ne correspondant pas aux critères (entre 0,30 et 0,80) sont éliminés. La liste est alors réduite à 53 énoncés.

Une analyse test-retest avec un intervalle de deux semaines est menée auprès de 66 adultes inscrits à l'éducation permanente au niveau collégial. Les corrélations sont de 0,64 pour la version complète, de 0,69 pour la version A et de 0,56 pour la version B.

Validité

Validité de contenu : 15 personnes, non expertes mais intéressées par la question du stress, rapportent 95 indicateurs de l'état de stress pour elles-mêmes, pour leur conjoint et pour les autres. Dans une seconde étape, les items mentionnés sont soumis à 98 adultes inscrits à un cours universitaire en mathématiques. On leur demande d'évaluer, sur une échelle de 1 (pas du tout) à 8 (tout à fait), « jusqu'à quel point l'item correspond à une manifestation d'état

de stress ». Les énoncés dont la moyenne n'excède pas 4,5 (le milieu de l'échelle) sont abandonnés. Il en reste 74 et une analyse de cohérence interne (fidélité) sera ensuite réalisée (le nombre d'items sera alors réduit).

Des résultats obtenus à une analyse de validité hypothético-déductive sont en accord avec la théorie : les étudiants ont davantage le sentiment de se sentir stressés en période d'examens qu'en période de vacances.

La validité concomitante a été évaluée avec l'ASTA (état et trait d'anxiété) et le BDI (dépression) : les résultats indiquent que le MSP est lié davantage à l'ASTA (état : $r = 0,29$; trait : $r = 0,36$) qu'au BDI ($r = 0,18$).

Normes

Non mentionné.

Personne ressource

Version originale :

Louise Lemyre

Université d'Ottawa

Téléphone : 613 562-5800, poste 4309

Télécopieur : 613 562-5147

Courriel : llemyre@uottawa.ca

Fiche signalétique no 28 : SCL-90-R

Référence

Derogatis, L. R. (1977). SCL-90-R (revised). *Version administration, scoring and procedures – Manual 1*. John Hopkins University School of Medicine.

Description de l'instrument

Le SCL-90-R est une version révisée du HSCL auquel on a ajouté 32 items évaluant d'autres psychopathologies. Au total, 90 items évaluent : la somatisation, l'obsession-compulsion, la sensibilité interpersonnelle, la dépression, l'anxiété, l'hostilité, l'anxiété phobique, l'idéation paranoïde et le psychotisme. De plus, trois indices de détresse supplémentaires peuvent être obtenus : l'Indice global de sévérité (IGS), l'Indice de détresse des symptômes positifs (IDSP) et le Total des symptômes positifs (TSP). Le répondant indique les symptômes rencontrés sur une échelle de type Likert de 5 points allant de 0 (pas du tout) à 4 (excessivement). Exemples d'items : « 1. Maux de tête; 2. Nervosité ou impressions de tremblements intérieurs; 3. Pensées désagréables répétées dont vous ne pouviez pas vous débarrasser ».

Référence de la traduction

Fortin, M. F. et Coutu-Wakulczyk, G. (1985). *Validation et normalisation d'une mesure de santé mentale : Le SCL-90-R*. Rapport présenté au Conseil québécois de la recherche sociale (CQRS). Faculté des sciences infirmières, Université de Montréal.

Population

Population générale.

Type de traduction

Traduction renversée : Fortin et Coutu-Wakulczyk ont produit une version française de l'instrument et deux professionnels bilingues ont retraduit l'instrument en anglais. Ces deux versions anglaises ont été comparées à l'original et une nouvelle version anglaise fût ainsi élaborée. Cette nouvelle version a été traduite en français puis comparée avec la toute première traduction faite par les auteures. Des ajustements ont été effectués par la suite.

Prétest

Deux prétests menés auprès de petits groupes d'experts et de non-experts ont permis d'apporter quelques corrections finales à l'instrument.

Fidélité

Cohérence interne : L'alpha de Cronbach pour chacune des neuf dimensions : la somatisation (0,92), l'obsession-compulsion (0,91), la sensibilité interpersonnelle (0,90), la dépression (0,90), l'anxiété (0,90), l'hostilité (0,91), l'anxiété phobique (0,92), l'idéation paranoïde (0,91) et le psychotisme (0,91).

Stabilité temporelle : test-retest (après sept jours comme pour l'original) évalué auprès de 201 sujets = la somatisation ($r = 0,710$), l'obsession-compulsion ($r = 0,828$), la sensibilité interpersonnelle ($r = 0,752$), la dépression ($r = 0,735$), l'anxiété ($r = 0,803$), l'hostilité ($r = 0,765$), l'anxiété phobique ($r = 0,800$), l'idéation paranoïde ($r = 0,765$) et le psychotisme ($r = 0,826$). De plus, les valeurs alpha ont été calculées à la seconde passation. Ceux-ci ont très peu changé (autour de +0,02).

Fidélité moitié-moitié : corrélation (0,88), test de Spearman-Brown (0,94) et alpha (0,93).

Validité

Les corrélations entre les dimensions varient de 0,32 à 0,74 (corrélation moyenne = 0,53). Les corrélations moyennes à l'intérieur de chacune des dimensions : la somatisation ($r = 0,30$), l'obsession-compulsion ($r = 0,25$), la sensibilité interpersonnelle ($r = 0,37$), la dépression ($r = 0,35$), l'anxiété ($r = 0,34$), l'hostilité ($r = 0,40$), l'anxiété phobique ($r = 0,31$), l'idéation paranoïde ($r = 0,33$) et le psychotisme ($r = 0,25$).

Normes

Moyennes, écarts-types et scores T.

Personne ressource

Non mentionné.

DIAGNOSTICS (ENTREVUES)

Fiche signalétique no 29 : Composite International Diagnostic Interview – SF (CIDI-SF)

Référence

Kessler, R. *et al.* (1998). The World Health Organization Composite International Diagnostic Interview Short-Form (CIDI-SF). *International Journal of Methods in Psychiatric Research*, 7, pp. 171-185.

Description de l'instrument

Le CIDI est un outil d'entretien diagnostique structuré. La dernière version de cet instrument (version 2.1, 1996) permet de poser des diagnostics psychiatriques conformes aux définitions de la quatrième édition du Manuel diagnostique et statistique des troubles mentaux (DSM-IV) de l'Association américaine de psychiatrie ou de la dixième révision de la Classification internationale des maladies (CIM-10) de l'Organisation mondiale de la santé.

Cet instrument peut diagnostiquer 40 troubles tels que la dépression majeure, la manie, la dysthymie, les troubles liés à l'utilisation de substances (alcool, drogues, médicaments), le trouble panique, l'agoraphobie, les phobies simples, la phobie sociale, le trouble obsessionnel-compulsif, le trouble d'anxiété généralisée, ainsi que les troubles psychotiques.

Le CIDI-SF est une version courte du CIDI qui a été créée en 1995 dans le cadre d'une étude nationale américaine (US National Health Interview Survey).

Référence de la traduction

Kovess, V., Fournier, L., Lesage, A., Amiel-Lebigre, F. and Caria, A. (2001). Two validation of the CIDIS: A simplified version the CIDI. *Psychiatric Networks*, 4(1), pp. 10-24.

Population

Population générale, à partir de l'âge de 12 ans.

Type de traduction

Non mentionné.

Prétest

Non mentionné.

Fidélité

Non mentionné.

Validité

Des études de validation ont confirmé que cet instrument est valide. Cependant, d'autres études plus récentes mesurant l'accord inter-juges obtenu entre le CIDI et d'autres instruments de référence ont observé des valeurs parfois très décevantes, posant ainsi le problème de la pertinence clinique des diagnostics obtenus par cet instrument.

Par ailleurs, les qualités métrologiques du CIDI-SF sont bonnes. Selon les troubles étudiés et par comparaison au CIDI, la sensibilité varie entre 77 et 100 %, la spécificité entre 96 et 99,9 %, la valeur prédictive positive entre 75,7 et 99,6 % et la valeur prédictive négative entre 86,9 et 100 %. Concernant le diagnostic des troubles dépressifs, le CIDI-SF a montré une excellente valeur prédictive négative et une valeur prédictive positive autour de 75 %, dans une étude réalisée auprès de 521 sujets (Patten, 2000).

Normes

Non mentionné.

Personne ressource

Dr Viviane Kovess
Psychiatrie
3 SQUARE MAX HYMANS
75748 Paris, France
Téléphone : 01 40 47 20 20

Fiche signalétique no 30 : Diagnostic Interview Schedule for Children (DISC)

Référence

Shaffer, D., Fischer, P., Piacentini, J., Schwab-Stone, M. and Wicks, J. (1991). *Diagnostic Interview Schedule for Children (DISC-2.25) – Child Version – Parent Version*. New-York: Division of Child and Adolescent Psychiatry, New York State Psychiatric Institute.

Description de l'instrument

Utilisé dans les études cliniques et épidémiologiques, le DISC est un instrument qui opérationnalise les critères diagnostiques du DSM. Il est utilisé dans l'Enquête Santé Québec pour évaluer neuf diagnostics psychiatriques chez les enfants et adolescents.

Référence de la traduction

Breton, J. J., Bergeron, L., Valla, J. P., Lépine, S., Houde, L. and Gaudet, N. (1995). Do children aged 9 through 11 years understand the DISC version 2.25 questions? *Journal of the American Academy of Child & Adolescent Psychiatry*, 34(7), pp. 946-954.

Population

Entre 6 à 16 ans.

Type de traduction

- 1) Version préliminaire : traduction libre;
- 2) Version corrigée : correction par deux chercheurs bilingues;
- 3) Version finale : révision complète du processus par un traducteur professionnel.

Prétest

Non mentionné.

Fidélité

Parents : 0,54 à 0,90 pour tous les diagnostics;
Adolescents : 0,60 à 0,90 pour tous les diagnostics.

Validité

Non mentionné.

Normes

Non mentionné.

Personne ressource

Jean-Jacques Breton
Hôpital Rivière-des-Prairies
Courriel : jj.breton@ssss.gouv.qc.ca

Fiche signalétique no 31 : Diagnostic Interview Schedule (DIS)

Référence

Robins *et al.* (1982). Validity of the Diagnostic Interview Schedule, version II: DSM-III diagnoses. *Psychological Medicine*, 12(4), pp. 855-870.

Description de l'instrument

Le DIS est un instrument de mesure permettant de préciser un diagnostic psychiatrique selon les critères du DSM et qui ne demande pas une formation clinique particulière pour faire l'entrevue. Une version informatisée serait également disponible permettant au sujet de répondre directement sur ordinateur aux questions (Greist *et al.*, 1987; Mathisen *et al.*, 1987). L'inconvénient principal de cet outil est le temps de passation souvent considéré comme trop long. Le DISSA, une version abrégée, permet de répondre à cette contrainte.

Référence de la traduction

Kovess, V., Fournier, L. et Tousignant, M. (1985). *Version française du Diagnostic Interview Schedule*. Montréal : Unité de recherche psychosociale du Centre de recherche de l'Hôpital Douglas.

Population

Population générale adulte.

Type de traduction

Non mentionné.

Prétest

Non mentionné.

Fidélité

Les critères de fidélité sont équivalents à ceux retrouvés dans l'étude de Breslau et Davis (1987) qui ont estimé un accord inter-juges important ($\kappa = 0,97$).

Validité

L'instrument a été conçu afin de permettre à des non-cliniciens de réaliser des diagnostics identiques à ceux des psychiatres. Robins *et al.* ont évalué la capacité de cet instrument à répondre à cet objectif. Une étude d'évaluation a été conduite sur 216 patients interviewés successivement à l'aide du DIS par un psychiatre et un non-clinicien. Selon les troubles diagnostiqués, la proportion des non-cliniciens ayant posé un diagnostic concordant avec celui des psychiatres variait entre 56 et 100 %. Pour l'ensemble des diagnostics réalisés selon les critères du DSM-III, la concordance était de 0,69, la sensibilité était de 75 % et la spécificité, de 94 %.

Normes

Non mentionné.

Personne ressource

Non mentionné.

Fiche signalétique no 32 : Échelle d'appréciation de l'anxiété de Hamilton (HAMA)

Référence

Hamilton, M. (1959). The assessment of anxiety states by rating. *British Journal of Psychology*, 32, pp. 50-55.

Description de l'instrument

Le spécialiste indique à l'aide d'une échelle Likert de 5 points (0 : absent à 4 : intensité maximale et très invalidante) le niveau de gravité actuel de 14 symptômes de l'anxiété. Ces symptômes sont : l'humeur anxieuse, la tension, la peur, l'insomnie, les fonctions intellectuelles, l'humeur dépressive, les symptômes somatiques musculaires et sensoriels, les symptômes cardio-vasculaires, respiratoires, gastro-intestinaux, génito-urinaires, les symptômes du système nerveux autonome et, finalement, le comportement du patient lors de l'entrevue.

Références de la traduction

Duizabo, P. (1984). Étude multicentrique extensive de 177 observations de sujets anxieux traités par le clonazépam. *Journal de psychiatrie biologique et thérapeutique*, 13, pp. 26-36.

Von Frenckel, R. (1980). Reparamétrisation et analyse de l'échelle d'anxiété de M. Hamilton. *Psychologie médicale*, 12(13), pp. 2769-2772.

Picho, P., Pull, C. B., Von Frenckel, R. and Pull, M. C. (1981). Une analyse factorielle de l'échelle d'appréciation de l'anxiété de Hamilton. *Psychiatria Fennica*, pp. 183-189.

L'instrument est présenté dans: Cottraux, J., Bouvard, M. et Légeron, P. (1985). *Méthodes et échelles d'évaluation des comportements*. Issy-les-Moulineaux, France : Éditions EAP, pp. 117-120.

Population

Population clinique.

Type de traduction

Non mentionné.

Prétest

Non mentionné.

Fidélité

Non mentionné.

Validité

Une analyse en composantes principales après reparamétrisation indique la présence de trois facteurs : anxiété psychique, anxiété somatique et une dimension autre.

Normes

Non mentionné.

Personne ressource

Dr Jean Cottraux, psychiatre
Hôpital Neurologique
59, boulevard Pinel, 69394 LYON
Téléphone : 04.72.11.80.65
Télécopieur : 04.72.35.73.30
Courriel : cottraux@univ-lyon1.fr

Fiche signalétique no 33 : Échelle de dépression de Hamilton (HDRS)

Référence

Hamilton, M. (1960). A rating scale for depression. *Journal of Neurology, Neurosurgery and Psychiatry*, 23, pp. 56-62.

Description de l'instrument

Les dix-sept items de l'échelle, qui se répondent par un spécialiste, mesurent la dépression. Le choix de réponse varie de 0 (pour absence du symptôme) à 2 ou 4 selon les questions (pour impact maximal du symptôme). Le score total s'étend de 0 à 52.

Référence de la traduction

Lemperière, T., Lépine, J. P., Rouillon, F. *et al.* (1984). Comparaison de différents instruments d'évaluation de la dépression à l'occasion d'une étude sur l'Athymil 30 mg. *Annales Médico-Psychologiques*, 142, pp. 1206-1212.

Population

Population adulte composée de 79 personnes souffrant d'une dépression jugée sévère ou très sévère : 66 % de l'échantillon était hospitalisé. Il est à noter que les sujets participaient à une étude testant l'efficacité d'un médicament.

Type de traduction

Non mentionné.

Prétest

Non mentionné.

Fidélité

Non mentionné.

Validité

L'échelle de dépression de Hamilton a été comparée avec d'autres échelles. La dépression a été évaluée en quatre temps : à l'entrée dans l'étude, au 7^e jour, au 14^e jour et au 28^e jour. La valeur des coefficients augmente avec le temps : $r = 0,69$ (T1); $r = 0,86$ (T2); $r = 0,92$ (T3); $r = 0,92$ (T4).

Normes

Population adulte : un score total d'au moins 18 indique un diagnostic de dépression.

Personne ressource

Version française :

Dr Jean Cottraux, psychiatre

Hôpital Neurologique

59, boulevard Pinel, 69394

Lyon, France

Téléphone : 04.72.11.80.65

Télécopieur : 04.72.35.73.30

Courriel : cottraux@univ-lyon1.fr

Fiche signalétique no 34 : Échelle de ralentissement dépressif

Référence

Widlocher, D. (1981). L'Échelle de ralentissement dépressif : Fondements théoriques et premières applications. *Psychologie Médicale*, 13B, pp. 53-60.

Description de l'instrument

Cet instrument mesure les différents aspects du ralentissement idéo-moteur liés à la dépression. Le spécialiste évalue 16 symptômes et note chacun de ceux-ci selon la cotation suivante : 0 - normal, 1 - doute sur le caractère pathologique du phénomène observé, 2 - signe pathologique mais discret, 3 - évident pour tout observateur, 4 - massif.

Référence de la traduction

L'instrument a été conçu en français.

Population

Population clinique.

Type de traduction

Version originale en français.

Prétest

Non mentionné.

Fidélité

Le coefficient de corrélation inter-juges chez les médecins pour l'échelle de ralentissement dépressif s'élève à 0,86. Des corrélations inter-items et avec le ralentissement global démontrent que tous les items, à l'exception de cinq, s'avèrent inter-corrélés et fortement corrélés au ralentissement global.

Validité

Validité concomitante : le score global de l'échelle de Widlocher corrèle ($r = 0,382$, $p < 0,01$) avec le score global de l'échelle de Beck (1961).

Dans une étude, trente-huit personnes déprimées ont été évaluées par chacun des deux coauteurs qui remplissaient une échelle de ralentissement et une échelle de dépression de Hamilton à trois moments différents. La concordance entre les évaluateurs est dans l'ensemble élevée sauf pour quatre items.

L'échelle de ralentissement est corrélée significativement avec le score total de l'échelle de Hamilton (temps 1 : $r = 0,385$; temps 2 : $r = 0,670$ et temps 3 : $r = 0,663$) de même qu'avec l'item ralentissement de l'échelle de Hamilton (temps 1 : $r = 0,632$; temps 2 : $r = 0,819$ et temps 3 : $r = 0,719$).

Une analyse en composantes principales fait ressortir trois facteurs expliquant 59,9 % de la variance. Le premier facteur peut être appelé ralentissement psychomoteur (47,5 %) tandis que les deuxième et troisième facteurs sont difficilement identifiables et expliquent respectivement 7,1 % et 5,3 % de la variance.

Normes

Non mentionné.

Personne ressource

Version originale :

Monsieur Daniel Widlocher, professeur

Service de psychiatrie

Hôpital de la Salpêtrière

47, boulevard de l'Hôpital

75651 PARIS Cedex 13

Fiche signalétique no 35 : Entrevue clinique structurée pour le DSM-III-R et le DSM-IV

Référence

Spitzer, R. L., Williams, J. B., Gibbon, M. and First, M. B. (1990). *Structured Clinical Interview for DSM-III-R*. Washington, D.C.: American Psychiatric Press.

Description de l'instrument

L'entrevue semi-structurée pour le DSM-III-R (SCID) est un instrument créé pour établir des diagnostics basés sur le DSM-III-R. Il comporte 9 modules totalisant approximativement 360 items. Notamment, il permet d'identifier 33 diagnostics de l'axe I : troubles de l'humeur, troubles psychotiques, troubles liés à l'usage de substances psychoactives, troubles de l'anxiété, etc. Le SCID se base sur le principe de l'arbre décisionnel où le diagnostic se précise progressivement à travers l'entrevue. Les modules non pertinents pour l'interviewer peuvent alors être éliminés. Le SCID comprend également une section d'introduction (Overview) composée principalement de questions ouvertes visant à recueillir une vue d'ensemble sur l'état actuel et passé du sujet : données démographiques, historiques, développement de la maladie. Trois versions sont disponibles pour le diagnostic des troubles majeurs de l'axe I. Le SCID-P devrait être utilisé avec des patients hospitalisés. Le SCID-OP est fait pour être utilisé avec des patients psychiatriques non hospitalisés tandis que le SCID-NP est utilisé avec des sujets qui ne sont pas identifiés comme des patients psychiatriques (p. ex. : population générale).

Pour mesurer les troubles de l'axe II, le SCID-II est disponible et permet d'évaluer douze troubles de la personnalité. Quant au SCID basé sur le DSM-IV, il a été adapté aux changements des critères diagnostiques du DSM. Les modules sont alors plus détaillés et en plus grand nombre. Par exemple, des modules optionnels permettent d'aller spécifier davantage des sous-types diagnostiques (p. ex. : la dépression mineure) ou de détailler l'histoire des épisodes passés. Des items ont également été ajoutés dans les modules existants afin de vérifier la présence ou non d'une cause organique aux troubles identifiés.

Références de la traduction

Pour le SCID basé sur le DSM-III-R :

Membres du laboratoire de psychogénétique moléculaire

Centre hospitalier de l'Université Laval

Responsable du travail de la traduction : Nicholas Barden

Pour le SCID basé DSM-IV :

Lapalme, M. and Hodgins, S. (1998). Groupe de recherche sur le développement des troubles affectifs, Département de psychologie, Université de Montréal.

Population

Population générale et clinique.

Type de traduction

Non mentionné.

Prétest

Non mentionné.

Fidélité

SCID basé sur le DSM-III-R : coefficients Kappa entre 0,70 et 1,00.

Validité

Non mentionné.

Normes

Non mentionné.

Personne ressource

Nadia Chawky

Centre de recherche Fernand-Séguin

Courriel : nchawky@ssss.gouv.qc.ca

Fiche signalétique no 36 : Mini International Neuropsychiatric Interview (MINI)

Référence

Sheehan, D., et al. (1989). The Mini International Neuropsychiatric Interview (MINI): The development and validation of a structured diagnostic psychiatric Interview for DSM-IV and ICD-10. *Journal of Clinical Psychiatry*, 59(20), pp. 22-33.

Description de l'instrument

Le MINI est un outil qui permet d'identifier les troubles suivants : l'épisode de dépression majeure, les épisodes maniaques, le trouble panique, l'agoraphobie, la phobie simple et la phobie sociale, l'anxiété généralisée, les désordres obsessionnels compulsifs, les troubles psychotiques, le risque suicidaire, l'abus d'alcool et la dépendance à l'alcool, l'abus et la

dépendance de drogues, l'anorexie, la boulimie et l'ESPT. Le MINI a été créé dans le but de remplacer les outils diagnostics tels que le CIDI ou le SCID, qui sont plus longs à utiliser.

Référence de la traduction

Lecrubier, Y. *et al.* (1997). The Mini International Neuropsychiatric Interview (MINI). A short diagnostic structured interview: Reliability and validity according to the CIDI. *European Psychiatry*, 12(5), pp. 224-231.

Population

Population générale, population clinique.

Type de traduction

Non mentionné.

Prétest

Non mentionné.

Fidélité

Non mentionné.

Validité

Une étude de validation a été réalisée auprès de 330 patients américains et 40 patients français afin de comparer le MINI avec le SCID (*Structured Clinical Interview for DSM-III-R*). Les résultats des 40 patients français ont également été comparés au CIDI (*Composite International Diagnostic Interview*). Selon les troubles étudiés, la sensibilité du MINI variait entre 45 et 96 %, la spécificité variait entre 86 et 100 % et le coefficient de concordance (Kappa), entre 0,43 et 0,90.

Normes

Non mentionné.

Personne ressource

Non mentionné.

RELATIONS INTERPERSONNELLES

Fiche signalétique no 37 : Échelle de la qualité des relations interpersonnelles (ÉQRI)

Référence

Senécal, C. B., Vallerand, R. J. et Vallières, É. F. (1992). Construction et validation de l'Échelle de la qualité des relations interpersonnelles (ÉQRI). *Revue européenne de psychologie appliquée*, 42(4), pp. 315-322.

Description de l'instrument

L'ÉQRI se compose de cinq échelles évaluant la qualité des relations interpersonnelles des personnes à l'égard de leur famille, leur partenaire amoureux, leurs amis, leurs pairs et les autres gens en général. Quatre énoncés composent chaque échelle pour donner un total de 20 items. Le répondant indique sur une échelle de cinq points, allant de 0 (« pas du tout ») à 4 (« extrêmement »), à quel point la relation est harmonieuse, satisfaisante, valorisante et inspire confiance.

Référence de la traduction

L'instrument a été conçu en français.

Population

Population générale.

Type de traduction

L'instrument a été conçu en français.

Prétest

Non mentionné.

Fidélité

Étude 1 : l'ÉQRI a été distribuée à 119 étudiants universitaires (102 femmes et 17 hommes) âgés en moyenne de 29,84 ans.

Une analyse de cohérence interne de ces facteurs indique les alphas de Cronbach suivants : famille (0,89), partenaire amoureux (0,95), amis (0,92), pairs-étudiants (0,90) et gens en général (0,89).

Étude 2 : l'ÉQRI a été distribuée à 386 étudiants universitaires (295 femmes et 91 hommes) âgés en moyenne de 23,5 ans.

L'analyse de cohérence interne révèle les coefficients alpha suivants : famille (0,91), partenaire amoureux (0,97), amis (0,93), pairs-étudiants (0,91) et gens en général (0,89).

Étude 3 : l'ÉQRI a été distribuée à 95 étudiants universitaires (80 femmes et 15 hommes) âgés en moyenne de 29,43 ans. Une analyse de fidélité test-retest, avec un intervalle de

quatre semaines, révèle les coefficients de corrélation suivants : famille (0,83), partenaire amoureux (0,74), amis (0,73), pairs-étudiants (0,68) et gens en général (0,69).

Une analyse de cohérence interne, calculée en prétest et en post-test, indique les alphas de Cronbach suivants : famille (prétest = 0,89; post-test = 0,95), partenaire amoureux (prétest = 0,95; post-test = 0,93), amis (prétest = 0,91; post-test = 0,92), pairs-étudiants (prétest = 0,90; post-test = 0,94) et gens en général (prétest = 0,89; post-test = 0,95).

Validité

Étude 1 : une analyse factorielle exploratoire révèle la présence des cinq facteurs susmentionnés qui expliqueraient 78,4 % de la variance.

Étude 2 : une analyse factorielle confirmatoire effectuée avec le logiciel LISREL VII démontre que le modèle confirmatoire initial ne s'harmonise pas aux données recueillies. Cependant, ajouter la variance résiduelle des énoncés à l'analyse contribue à améliorer le modèle initial. Les auteurs affirment que ces ajouts soutiennent la structure de l'ÉQRI.

La validité de construit de l'ÉQRI a été testée en corrélant les scores de ces sous-échelles à ceux d'échelles de santé mentale. De façon générale, plus les personnes ont de bonnes relations interpersonnelles, plus elles affichaient une forte estime personnelle (Rosenberg, 1965) et une satisfaction de vie élevée (Diener *et al.*, 1985), et moins elles souffraient de symptômes (Nguyen *et al.*, 1983) et de sentiments dépressifs (Beck, 1978).

Normes

Non mentionné.

Personne ressource

Version originale :

Caroline Sénécal, Ph.D.

Courriel : Caroline.Senecal@fss.ulaval.ca

Droits d'auteur requis

Non mentionné.

SATISFACTION DE VIE

Fiche signalétique no 38 : Échelle de satisfaction de vie (ÉSV)

Référence

Diener, E., Emmons, R. A., Larsen, R. J. and Griffin, S. (1985). The Satisfaction with Life Scale. *Journal of Personality Assessment*, 49, pp. 71-76.

Description de l'instrument

L'ÉSV est un instrument de cinq items permettant d'évaluer la satisfaction de vie. En fait, le répondant évalue globalement sa satisfaction de vie d'après ses propres critères. Pour chaque énoncé, il a à identifier sur une échelle de 1 (« fortement en désaccord ») à 7 (« fortement en accord ») à quel point il est en accord ou en désaccord avec l'énoncé.

Référence de la traduction

Blais, M. R., Vallerand, R. J., Pelletier, L. G. et Brière, N. M. (1989). L'Échelle de satisfaction de vie : Validation canadienne-française du « Satisfaction with Life Scale ». *Revue canadienne de sciences comportementales*, 21(2), pp. 210-223.

Population

Population générale.

Type de traduction

Selon le processus de validation transculturelle de Vallerand (1988) :

- 1) Traduction renversée parallèle;
- 2) Comité d'experts bilingues;
- 3) Prétest auprès de 10 personnes (5 étudiants, 5 personnes âgées).

Prétest

Coefficient test-retest (intervalle de 2 mois) = 0,64.

Fidélité

La consistance interne varie de 0,79 à 0,82 selon les études.

Validité

Plusieurs analyses factorielles exploratoires et confirmatoires ont permis d'identifier un seul facteur expliquant environ 56 à 60 % de la variance.

Plusieurs études de validité discriminante ont été effectuées :

- 1) Auprès d'étudiants du cégep : l'ÉSV est associée positivement à la motivation, l'intérêt, les émotions positives, le sentiment de compétence en contexte scolaire et la moyenne académique. L'ÉSV est corrélée négativement avec la distraction et l'anxiété.

2) Après de personnes âgées : l'ESV est corrélée positivement avec le concept de lieu de contrôle interne et l'estime de soi. L'ESV est corrélée négativement avec la dépression et l'anxiété sociale.

Normes

Des normes sont disponibles pour les deux populations étudiées : étudiants de cégep et personnes âgées. Les scores bruts, de type T, les scores Z et les rangs percentiles sont disponibles.

Personne ressource

Marc R. Blais

Laboratoire de motivation et de qualité de vie

Université du Québec à Montréal

Centre interuniversitaire de recherche en analyse des organisations (CIRANO)

Courriel : blais.marc_r@uqam.ca

Fiche signalétique no 39 : Échelle de satisfaction des domaines de vie

Référence

Baker, F. and Intagliata, J. (1982). Quality of life in the evaluation of community support systems. *Evaluation and Program Planning*, 5, pp. 69-79.

Description de l'instrument

Échelle développée pour mesurer la qualité de vie de la population générale et adaptée pour les personnes avec des problèmes sévères et persistants de santé mentale. Elle comporte 20 items sous forme d'une échelle Likert de 7 points.

Référence de la traduction

Caron, J., Mercier, C. et Tempier, R. (1995). Une validation québécoise du *Satisfaction with Life Domains Scale*. *Santé mentale au Québec*, 22(2), pp. 195-217.

Population

Population générale, population clinique.

Type de traduction

Rétrotraduction et comité.

Prétest

Non mentionné.

Fidélité

Alpha : ensemble de l'échelle = 0,92, les sous-échelles = 0,72 à 0,84.

Validité

La structure du construit de l'instrument traduit a été vérifiée par des analyses factorielles exploratoires qui ont permis d'identifier cinq facteurs : vie quotidienne et relations sociales, milieu de vie, autonomie, relations intimes et loisirs. Les relations entre les composantes du construit ont été vérifiées par des corrélations démontrant la multidimensionnalité de la qualité de vie. Les conséquences du construit ont été vérifiées par des corrélations positives entre les dimensions de la qualité de vie et les composantes du soutien social (Social Provisions Scales; Cutrona and Russel, 1987).

Une analyse discriminante a permis de distinguer les patients psychiatriques, la population générale et des bénéficiaires de l'aide sociale.

Normes

Moyennes, écarts-types, percentiles, scores Z et scores T sont établis.

Personnes ressources

Dr Céline Mercier
Centre de recherche de l'Hôpital Douglas
Courriel : mercel@douglas.mcgill.ca

Dr Jean Caron
Université du Québec en Abitibi-Témiscamingue
Courriel : jean.caron@uqat.quebec.ca

SUPPORT SOCIAL

Fiche signalétique no 40 : Échelle de provisions sociales (ÉPS)

Référence

Cutrona, C. E. and Russel, D. W. (1987). The provisions of social support and adaptation to stress. *Advance in Personal Relationships*, 1, pp. 37-67.

Description de l'instrument

L'ÉPS se compose de 24 items évaluant six dimensions du soutien social : l'attachement (items 2, 11, 17, 21), l'aide tangible et matérielle (1, 10, 18, 23), les conseils (3, 12, 16, 19), l'intégration sociale (5, 8, 14, 22), l'assurance de sa valeur (6, 9, 13, 20) et le besoin de se sentir utile et nécessaire (4, 7, 15, 24). Le répondant doit donner ses réponses sur une échelle Likert de 4 points allant de 1 pour « fortement en désaccord » à 4 pour « fortement en accord ».

Caron (1996) a réalisé la validation québécoise de l'échelle auprès d'échantillons d'étudiants (n = 387), de la population générale (n = 266), de bénéficiaires d'aide sociale (n = 79) et de personnes psychotiques (n = 58).

Référence de la traduction

Caron, J. (1996). L'échelle de provisions sociales : Une validation québécoise. *Santé mentale au Québec*, 21(2), pp. 158-180.

Population

Population générale, population clinique.

Type de traduction

La première version, traduite par l'auteur, a été soumise à quatre professeurs d'université bilingues. Après comparaison, ces derniers ont suggéré quelques modifications. La nouvelle traduction a été retraduite en anglais par une universitaire d'origine américaine.

Prétest

Quinze personnes ont vérifié la clarté des items et aucune n'a éprouvé des difficultés.

Trente personnes bilingues ont complété les versions française et anglaise de l'échelle. Des différences significatives sont apparues pour deux items.

Fidélité

Fidélité test-retest : un coefficient de corrélation de Pearson de 0,66 a été obtenu pour le score global après un intervalle d'un mois auprès d'un échantillon de 62 étudiants dont l'âge moyen est de 27 ans.

Cohérence interne : les coefficients alpha de Cronbach obtenus pour l'ensemble des échantillons québécois sont de 0,96 pour le score total, 0,83 pour l'attachement, 0,82 pour

les conseils, 0,82 pour l'intégration sociale, 0,73 pour l'aide tangible, 0,83 pour le sentiment d'être utile et 0,88 pour l'assurance de sa valeur.

Validité

Validité de construit : pour la population d'étudiants, les corrélations élevées des sous-échelles de la version originale de l'instrument suggèrent de fortes relations entre les dimensions (0,55 à 0,99) alors que les corrélations modérées de la version québécoise reflètent une plus grande indépendance entre les dimensions (0,31 à 0,66). Ces dimensions s'avèrent fortement et significativement reliées au score global de l'instrument (0,61 à 0,83).

Les six facteurs expliquent 53,8 % de la variance pour l'échantillon d'étudiants et 56,3 % chez la population générale. Les résultats de l'analyse factorielle suggèrent une plus grande proximité des sous-échelles attachement, conseils et aide tangible et matérielle dans les échantillons québécois que dans les échantillons américains.

Validité discriminante : une analyse discriminante réalisée à partir des scores des sous-échelles a permis de discriminer les répondants provenant de la population générale de celle des assistés sociaux et des personnes psychotiques.

Normes

Des normes sont présentées dans l'article de Caron (1996). Elles comprennent les scores bruts et leur conversion en scores T, en scores Z et en centiles.

Personne ressource

Jean Caron, Ph. D.
Université du Québec en Abitibi-Témiscamingue
Courriel : jean.caron@uqat.quebec.ca

Fiche signalétique no 41 : Échelle de solitude de U.C.L.A.

Références

Russel, D., Peplau, L. A. and Cutrona, C. E. (1980). The Revised U.C.L.A. Loneliness Scale: Concurrent and discriminant validity evidence. *Journal of Personality and Social Psychology*, 39, pp. 472-480.

Russel, W. A. and Johnson, T. B. (1980). From loneliness to anomia. In J. Hartog, J. R. Audy and Y. A. Cohen (Éds.), *The anatomy of loneliness*. New York: International Universities Press, pp. 284-302.

Description de l'instrument

Le questionnaire est composé de 20 sentiments spécifiques à la solitude et le répondant doit indiquer la fréquence d'apparition de ces sentiments. Exemples de ces sentiments : 1) Je me sens sur la même longueur d'onde que les gens autour de moi; 2) Je n'ai pas assez d'amis; 3) Il n'y a personne vers qui je peux aller. Les réponses varient de 1- jamais à 4- souvent.

Référence de la traduction

De Grâce, G. R. and Joshi, P. (1990). Adaptation française de l'Échelle de solitude UCLA auprès des personnes âgées. Communication scientifique présentée au IV^e Congrès international francophone de gérontologie.

De Grâce, G. R., Joshi, P. et Pelletier, R. (1993). L'échelle de solitude de l'Université Laval (ÉSUL) : Validation canadienne-française du « UCLA Loneliness Scale ». *Revue canadienne des sciences du comportement*, 25(1), pp. 12-27.

Population

Population générale.

Type de traduction

Non mentionné.

Prétest

Non mentionné.

Fidélité

Étude 1 : 129 étudiants universitaires (âge moyen = 23 ans; écart-type = 6,07) et 49 étudiantes universitaires (âge moyen = 22 ans; écart-type = 3,18).

Cohérence interne : les coefficients alpha de Cronbach atteignent 0,88 pour l'ensemble de l'échantillon (0,87 pour les hommes et 0,89 pour les femmes).

Les corrélations items-total s'étendent de 0,20 pour l'item 4 à 0,67 pour l'item 18. Cependant, l'item 4 ne correspond pas aux critères de cohérence du construit proposés par Carmines et Zeller (1979), variant entre 0,30 et 0,80. Une seconde analyse de la cohérence interne a été effectuée, mais sans l'item 4. Les résultats indiquent des coefficients alpha de Cronbach de 0,89 pour l'échantillon total, 0,88 pour les hommes et 0,90 pour les femmes.

Étude 2 : 63 femmes et 147 hommes âgés de 65 ans ont participé à cette seconde étude. Les corrélations items-total vont de -0,14 (item 4) à 0,67 (item 14). Trois items ne correspondent pas aux critères de cohérence du construit : ce sont les items 2 ($r = 0,29$), 4 ($r = -0,14$) et 8 ($r = 0,29$).

Étude 3 : 40 femmes (âge moyen = 63 ans; écart-type = 5,26) et 24 hommes (âge moyen = 65 ans; écart-type = 4,48). Fidélité test-retest : les coefficients de corrélation après huit semaines sont de 0,86 chez les femmes et de 0,84 chez les hommes. Le coefficient est de 0,85 pour l'échantillon total.

Les coefficients alpha de Cronbach sont de 0,88 à la première évaluation et de 0,90 à la seconde pour l'échantillon total.

Les corrélations items-total sont évaluées pour le prétest et le post-test. Au prétest, les coefficients s'étendent de - 0,15 (item 4) à 0,77 (item 14) et, au post-test, de - 0,32 (item 4) à 0,76 (item 14). Au prétest, les items 2 et 4 ne correspondent pas aux critères de cohérence du construit alors qu'au post-test, seulement l'item 4 s'avère hors normes. Une fois l'item 4 retranché des analyses, la cohérence interne du test s'améliore en affichant des alphas de Cronbach de 0,90 au prétest et de 0,93 au post-test.

Validité

Étude 1 : une analyse factorielle révèle une structure à facteur unique. La variance commune entre les variables est de 32 % sur l'ensemble de l'échantillon, 33 % chez les femmes et 29 % chez les hommes.

Étude 2 : l'analyse factorielle indique la présence d'un seul facteur. La variance commune entre les variables est de 29 % sur l'ensemble de l'échantillon, de 27 % pour les femmes et de 31 % pour les hommes.

Les corrélations entre l'ÉSUL et l'Échelle de satisfaction de vie (ESV; Blais, Vallerand, Pelletier et Brière, 1989) sont significatives chez les femmes ($r = - 0,53$) et chez les hommes ($r = - 0,54$). Elles sont également significatives entre l'ÉSUL et l'Inventaire de dépression de Beck (IDB; Gauthier, Morin, Thériault, & Lawson, 1982) pour les femmes ($r = 0,52$) et les hommes ($r = 0,48$). De Grâce, Joshi et Pelletier rapportent que ces résultats sont similaires à ceux obtenus avec la version originale du questionnaire de solitude.

Pour déterminer la validité discriminante de l'ÉSUL en fonction du niveau de dépression, les répondants à l'IDB ont été classés en trois sous-groupes : non-dépressifs ($n = 21$); dépressifs légers ($n = 49$) et dépressifs sévères ($n = 40$). Soixante-sept pour cent des femmes et 66 % des hommes du groupe non dépressifs sont correctement classés; 43 % des femmes et 25 % des hommes légèrement dépressifs sont correctement classifiés; et 72 % des femmes et 75 % des hommes du groupe sévèrement dépressifs sont bien classés.

Étude 3 : une analyse factorielle révèle à nouveau une structure factorielle à facteur unique. La variance commune entre les variables a été évaluée à 36 % au prétest et à 38 % au post-test.

Normes

Non mentionné.

Personne ressource

Version française :

Gaston-René de Grâce, Ph. D.

Courriel : Gaston-Rene.De-Grace@psy.ulaval.ca

Fiche signalétique no 42 : Inventaire modifié des soutiens sociaux

Référence

Krause, N. and Markides, K. (1990). Measuring social support among older adults. *International Journal on Aging and Human Development*, 30(1), pp. 37-53.

Description de l'instrument

L'échelle se compose de 40 items et a pour but de capter la fréquence des comportements d'aide reçue et donnée. Les répondants mentionnent, sur une échelle de 4 degrés (1- jamais à 4- très souvent), la fréquence à laquelle ils ont reçu ou donné de l'aide au cours du mois précédent. L'inventaire comprend quatre dimensions indépendantes de soutien : informatif (7 items), instrumental (9 items), émotionnel (11 items) et intégrateur (13 items). Exemples de questions : « Au cours du mois passé, combien de fois est-ce que votre famille ou vos amis vous ont... 1) fait part de ce qu'ils avaient fait dans une situation stressante semblable à celle que vous viviez?, 2) suggéré des mesures à prendre en rapport avec le problème que vous viviez?, 3) fourni des renseignements pour rendre la situation plus claire et plus facile à comprendre? ».

Référence de la traduction

Lauzon, S. et Voyer, P. (1998). *Traduction en français et validation de la fiabilité de l'ISSB-M*. Rapport de recherche inédit. Faculté des sciences infirmières, Université de Montréal.

Population

Population générale.

Type de traduction

Traduction renversée par deux traductrices professionnelles (une dont la langue maternelle est le français et l'autre, l'anglais).

Prétest

Non mentionné.

Fidélité

Fidélité test-retest : Des coefficients de corrélation de Pearson ont été calculés après une semaine : soutien informatif = 0,70, instrumental = 0,77, émotionnel = 0,60 et intégrateur = 0,85. Cohérence interne : Les coefficients alpha de Cronbach obtenus pour chacun des types de soutien sont : soutien informatif = 0,83, instrumental = 0,83, émotionnel = 0,84 et intégrateur = 0,88.

Validité

Non mentionné.

Normes

Non mentionné.

Personne ressource

Version française :

Sylvie Lauzon, Ph. D.

Téléphone : 514 343-7485

Télécopieur : 514 343-2306

Courriel : sylvie.lauzon.2@umontreal.ca

Droits d'auteur requis

Non mentionné.

Fiche signalétique no 43 : Questionnaire de soutien social perçu (SSQ)

Référence

Rasclé, N., Aguerre, C., Bruchon-Schweitzer, M. *et al.* (1997). Soutien social et santé : Adaptation française du Questionnaire de soutien social de Sarason, le SSQ. *Cahiers internationaux de psychologie sociale*, 33, pp. 35-50.

Description de l'instrument

Cette échelle est inspirée du questionnaire Social Support Questionnaire de Sarason *et al.* (1983). Les quatre principales formes de soutien social sont représentées dans les quatre questions de l'échelle : le soutien d'estime (réconfort, écoute dans les moments difficiles), le soutien matériel ou financier (assistance directe quand c'est nécessaire), le soutien informatif (conseils ou suggestions de la part d'autrui), le soutien émotionnel (rassurer, redonner confiance). Pour chaque type de soutien, cela permet de savoir combien de personnes le dispensent, qui sont ces personnes (famille, amis, collègues, spécialistes, etc.) et si le sujet est satisfait de ce soutien. On obtient donc deux scores pour chaque sujet : disponibilité (nombre de personnes ayant participé au soutien) et satisfaction (« qualité ») perçues de ce soutien. Cet outil informe également sur la nature du soutien social perçu par la personne.

Population

Adultes, étudiants.

Type de traduction

Non mentionné.

Prétest

Non mentionné.

Fidélité

L'analyse en composantes principales a permis d'isoler deux facteurs : une composante de satisfaction expliquant 35,6 % de la variance totale et une autre de disponibilité expliquant 25,2 % de la variance totale.

Validité

Non mentionné.

Normes

Non mentionné.

Personne ressource

Non mentionné.

Fiche signalétique no 44 : Ressources sociales

Référence

Fillenbaum, G. G. and Smyer, M. A. (1981). The development, validity and reliability of the OARS Multidimensional Functional Assessment Questionnaire. *Journal of Gerontology*, 36, pp. 428-434.

Description de l'instrument

Une dizaine de questions évaluent la structure familiale, les relations amicales (types et modalités) et la disponibilité d'une aide en cas de besoin. Exemples : « Combien de personnes connaissez-vous suffisamment pour les visiter?; Environ combien de fois avez-vous parlé au téléphone à des parents, des amis ou à d'autres personnes au cours de la semaine dernière?; Au cours de la semaine dernière, combien de fois avez-vous passé du temps avec quelqu'un qui ne demeure pas avec vous (que vous vous soyez déplacé(e) pour les voir, qu'ils soient venus vous visiter ou que vous soyez sorti(e)s ensemble pour faire une activité quelconque)? ». De plus, un item estimant le niveau de fonctionnement social est coté par l'interviewer qui indique le niveau de fonctionnement du patient (1- ressources sociales excellentes à 6- ressources sociales totalement déficientes).

Référence de la traduction

Montplaisir, M. L. et Tremblay, S. D. (1986). L'Évaluation multidimensionnelle de l'hôpital de jour. Montréal : Centre hospitalier Côtes-des-Neiges.

Population

Population âgée.

Type de traduction

Non mentionné.

Prétest

Non mentionné.

Fidélité

Non mentionné.

Validité

Non mentionné.

Normes

Non mentionné.

Personne ressource

Version française :

M. L. Montplaisir

Institut universitaire de gériatrie de Montréal

4565, chemin Queen Mary

Montréal (Québec) H3W 1W5

Téléphone : 514 340-3540

Télécopieur : 514 340-3548

Fiche signalétique no 45 : Social Support Questionnaire

Références

Sarason, I. G., Levine, H. M., Basham, R. B. and Sarason, B. R. (1983). Assessing social support: The Social Support Questionnaire. *Journal of Personality and Social Psychology*, 44(1), pp. 127-139.

Description de l'instrument

Le SSQ6 comprend six items. Ses auteurs se sont inspirés, à l'origine, de la théorie de l'attachement de Bowlby qui assimile la notion de soutien social à un des besoins fondamentaux : besoin de proximité avec la mère, puis besoin d'une relation privilégiée avec un autrui significatif. L'administration du SSQ6 se réalise en deux étapes. Dans la première étape, les répondants doivent indiquer le nom ou les initiales des personnes qui leur apportent un soutien, et ce, pour chacun des six énoncés du questionnaire. On établit ainsi la liste des personnes du réseau. Dans la deuxième étape, les répondants indiquent, pour chaque énoncé, leur degré de satisfaction au regard du soutien reçu.

Référence de la traduction

Bruchon-Schweitzer, M., Rascle, N. and Sarason, I. G. (2005). The Sarason Social Support Questionnaire (SSQ6). A French adaptation. *Psychologie française*, 48(3), pp. 41-53.

Population

Population générale.

Type de traduction

Non mentionné.

Prétest

Non mentionné.

Fidélité

La fiabilité du SSQ6 a été vérifiée auprès d'un échantillon de 602 étudiants universitaires de premier cycle (Sarason *et al.*, 1983). Les corrélations test-retest (à quatre semaines) étaient de 0,90 pour le nombre de personnes identifiées et de 0,83 pour la satisfaction du soutien reçu.

La consistance interne était de 0,97 pour le nombre de personnes identifiées et de 0,94 pour la satisfaction du soutien reçu.

La corrélation entre le nombre de personnes identifiées et le degré de satisfaction était de 0,34. Selon Sarason *et al.* (1983), cette corrélation indique que les deux dimensions sont différentes et que, en somme, la perception de la disponibilité des ressources du réseau de soutien, reflétée par le score N, et la satisfaction concernant le soutien disponible, reflétée par le score S, peuvent être appréciées de façon distincte dans l'analyse.

La validation française, effectuée auprès de 348 adultes, révèle la stabilité de la structure à deux facteurs du soutien social perçu chez les hommes comme chez les femmes : la disponibilité (31,62 % de la variance totale) et la satisfaction (35,10 % de la variance totale). La disponibilité s'avère associée à certains critères externes (traits, états).

Validité

Non mentionné.

Normes

Non mentionné.

Personne ressource

Non mentionné.

TSPT ET TSA

Fiche signalétique no 46 : Échelle de l'effet des événements - Révisée

Référence

Horowitz, M., Wilner, N., Alvarez, W. (1979). Impact of Event Scale: A measure of subjective stress. *Psychosomatic Medicine*, 41, pp. 209-218.

Description de l'instrument

L'instrument, conçu pour mesurer les symptômes associés au stress post-traumatique, comprenait 15 items dans une première version (Horowitz *et al.*, 1979). Comme l'instrument ne comportait aucun item sur l'hypervigilance, symptôme aujourd'hui considéré comme essentiel afin de comprendre les désordres post-traumatiques, Weiss et Marmar (1997) ont ajouté 7 items à l'instrument original. La nouvelle version comprend donc 22 items et mesure les symptômes d'évitement, d'intrusion et d'hypervigilance découlant d'événements traumatiques.

Référence de la traduction

Brunet, A., St-Hilaire, A., Jehel, L. and King, S. (2003). Validation of a French version of the Impact of Event Scale – Revised. *Canadian Journal of Psychiatry*, 48(1), pp. 56-61.

Population

Population générale adulte.

Type de traduction

Traduction, rétrotraduction.

Prétest

Non mentionné.

Fidélité

Consistance interne (alpha de Cronbach)

Note globale = 0,93

Sous-échelle Intrusion = 0,86

Sous-échelle Évitement = 0,86

Sous-échelle Hypervigilance = 0,81

Validité

À la suite d'une analyse en composantes principales, cinq composantes ont été obtenues. L'application du test de Catell a fait émerger une structure factorielle à trois composantes. L'application d'une rotation Varimax à solution orthogonale sur ces trois composantes a permis d'identifier comme suit les trois composantes :

Facteur 1 : hypervigilance : items 2, 4, 10, 14, 15, 18, 21;

Facteur 2 : évitement : items 8, 11, 12, 13, 17, 22;

Facteur 3 : intrusion : items 1, 3, 5, 6, 9, 16.

L'ensemble des facteurs expliquait 56 % de la variance. Les items 7, 19 et 20 n'ont saturé sur aucun facteur. Sans ces items, et selon les mêmes procédés, la variance expliquée a augmenté à 62 %.

Normes

Non mentionné.

Personne ressource

Alain Brunet, Ph. D.
Professeur assistant
Département de psychiatrie de l'Université McGill
Centre de recherche de l'Hôpital Douglas
Division psychosociale
Montréal, Québec
Courriel : alain.brunet@douglas.mcgill.ca

Fiche signalétique no 47 : Échelle d'impact de l'événement pour enfants

Référence

Dyregrov, A. and Yule, W. (1995). *Screening measures: The development of the UNICEF battery*. Communication présentée au Fourth European Conference on Traumatic Stress, Paris, France, mai 1995.

Description de l'instrument

Cette échelle a été créée pour les enfants à partir de la version pour adultes (Horowitz *et al.*, 1979). La version originale comptait 8 items (Dyregrov, 1995; Yule, 1995). L'échelle actuelle de 13 items est plus complète et se rapproche de la définition de l'ESPT selon les critères du DSM-IV. Elle porte sur les symptômes d'intrusion (4 items), d'évitement (4 items) et d'hyperactivité neurovégétative (5 items) au cours des sept derniers jours.

Référence de la traduction

Hansenne, M. *et al.* (1993). Mesure subjective de l'impact d'un événement : Traduction française et validation de l'échelle Horowitz. *Psychologie médicale*, 25, pp. 86-88.

Population

Enfants de plus de 8 ans.

Type de traduction

Non mentionné.

Prétest

Non mentionné.

Fidélité

Non mentionné.

Validité

L'échelle a été validée lors d'une étude auprès d'un échantillon de 2 976 enfants de Bosnie-Herzégovine âgés de 9 à 14 ans. La consistance interne de l'échelle est élevée (alpha de Cronbach : 0,80). Une note seuil supérieure ou égale à 17 permet de classer correctement les cas d'ESPT avec une sensibilité et une spécificité de 90 %, et ce, en ne tenant compte que des dimensions évitement et hyperactivité.

Normes

Non mentionné.

Personne ressource

Non mentionné.

Fiche signalétique no 48 : Échelle modifiée des symptômes du trouble de stress post-traumatique (ÉMST)

Référence

Falsetti, S. A., Resnick, H. S., Resick, P. A. and Kilpatrick, D. G. (1993). The Modified PTSD Symptom Scale: A brief self-report measure of posttraumatic stress disorder, *The Behavior Therapist*, 16, pp. 161-162.

Description de l'instrument

L'ÉMST est un questionnaire autoadministré qui a été élaboré à partir du PTSD Symptom Scale (PSS; Foa *et al.*, 1993). Il a pour but d'évaluer à la fois la fréquence et la sévérité des symptômes du TSPT alors que le PSS n'en mesure que la fréquence. Les items du questionnaire font référence aux critères des sections B, C et D du diagnostic de TSTP tel que défini dans le DSM-IV (DSM-IV; American Psychiatric Association, 1994). Il peut servir à évaluer les répercussions psychologiques d'un événement traumatique ou encore à mesurer les effets d'une intervention.

Références de la traduction

Stephenson, R., Brillon, P., Marchand, A. and Di Blasio, L. (1995). *Traduction du Modified PTSD Symptom Scale -Self Report*. Université du Québec à Montréal, Québec, Canada.

Guay, S. *et al.* (2002). Validation de la version québécoise de l'Échelle modifiée des symptômes du trouble de stress post-traumatique auprès d'un échantillon clinique, *Revue québécoise de psychologie*, 23(3), pp. 257-269.

Population

Population clinique et non clinique.

Type de traduction

Non mentionné.

Prétest

Non mentionné.

Fidélité

La version québécoise présente une très bonne fidélité inter-juges avec un kappa de 0,92 concernant la présence actuelle d'un TSPT. Dans une étude auprès d'une population non clinique, l'équipe de Stephenson (2000) rapporte que l'ÉMST possède de très bons indices de consistance interne pour les sous-échelles Fréquence ($\alpha = 0,92$) et Sévérité ($\alpha = 0,95$).

Les deux sous-échelles présentent également une très bonne fidélité test-retest avec un intervalle de 5 semaines ($r = 0,98$).

Les coefficients de consistance interne, calculés à partir de la somme des scores standardisés sont de 0,97 pour le score total et de 0,95 pour chacune des sous-échelles, et sont donc considérés comme excellents (Nunnally, 1978). Les moyennes des corrélations item-total sont bonnes avec des coefficients de 0,71 pour le score total, de 0,69 pour la sous-échelle Fréquence et de 0,72 pour la sous-échelle Sévérité. De plus, aucune corrélation item-total n'est inférieure à 0,54 à l'exception de l'item 8 avec des coefficients de 0,17 et 0,47 respectivement pour les sous-échelles Fréquence et Sévérité.

Validité

Les deux facteurs de la sous-échelle Fréquence expliquent 64,4 % de la variance et les deux facteurs de la sous-échelle Sévérité expliquent 65,6 % de la variance. Tous les items ont une saturation plus élevée sur un des facteurs à l'exception de l'item 10 qui obtient une saturation de 0,51 sur chacun des facteurs.

Normes

Non mentionné.

Personne ressource

Stéphane Guay, professeur associé
Université de Montréal
Département de psychologie
Faculté des sciences humaines
Téléphone : 514 987-3000, poste 4184
Téléphone secrétariat : 514 987-4184

Fiche signalétique no 49 : Index de réaction au stress post-traumatique de l'enfant

Référence

Frederick, C. J. (1985). Selected foci in the spectrum of posttraumatic stress disorders. *In* J. Laube and S. A. Murphy (Éds.), *Perspectives on disaster recovery* (pp. 110-130). Norwalk, CT : Appleton-Century-Crofts.

Description de l'instrument

Il s'agit d'une échelle d'hétéro-évaluation de vingt items, centrée sur les symptômes de stress post-traumatique après exposition à des événements traumatiques variés. Chaque item de l'échelle est coté en cinq niveaux (0- jamais, 1- presque jamais, 2- parfois, 3- souvent, 4- le plus souvent).

Le score global varie entre 0 et 80. L'instrument est gradué selon le score en quatre catégories :

- un score entre 12 et 24 = niveau de TSPT faible;
- un score entre 25 et 39 = niveau de TSPT modéré;
- un score entre 40 et 59 = niveau de TSPT sévère;
- un score de plus de 60 = un niveau de TSPT très sévère.

Référence de la traduction

Robaey, P. et Leroux, S. (2001). Questionnaire sur les événements de vie. Traduction française du Child Posttraumatic Stress Reaction Index. Montréal : Hôpital Ste-Justine.

Population

Enfants de 6 à 16 ans.

Type de traduction

Non mentionné.

Prétest

Non mentionné.

Fidélité

Non mentionné.

Validité

La validation de l'échelle a été réalisée auprès d'enfants de 7 à 16 ans ayant subi une transplantation hépatique (Walker, 1999), ainsi qu'auprès d'enfants ayant subi un tremblement de terre (Pynoos & Frederixk, 1990). La corrélation entre le score de l'échelle et l'évaluation clinique était de 0,90 pour les deux études.

Dans une étude portant sur les suites d'un tremblement de terre en Arménie en 1989, Pynoos a montré que 90 % des enfants présentant des scores supérieurs à 40 répondaient aux critères du TSPT selon le DSM-III.

Normes

Non mentionné.

Personne ressource

Non mentionné.

Fiche signalétique no 50 : Inventaire de détresse péritraumatique

Référence

Brunet, A., Weiss, D. S., Metzler, T. J., Best, S. R., Neylan, T. C., Rogers, C., Fagan, J. and Marmar, C. R. (2001). The Peritraumatic Distress Inventory: A proposed measure of PTSD Criterion A2. *American Journal of Psychiatry*, 158, pp. 1480-1485.

Description de l'instrument

L'IDP est une échelle d'auto-évaluation qui permet de déterminer les réactions émotionnelles d'un sujet au moment d'un événement traumatique ou immédiatement après (Brunet, 2000; Brunet, 2001). Cette échelle de treize items a été construite à partir de la Peritraumatic Emotional Distress (Marmar, 1996).

Référence de la traduction

Jehel, L., Brunet, A., Paterniti, S. et Guelfi, J. D. (2005). Validation de la version française de l'Inventaire de détresse péritraumatique. *The Canadian Journal of Psychiatry*, 50(1), pp. 67-71.

Population

Population clinique adulte.

Type de traduction

La traduction en français a été réalisée par Louis Jehel et collaborateurs. Une rétrotraduction était effectuée par Jill Bourdais, psychologue anglaise bilingue. Concernant les items 1, 2, 8 et 9, quelques points de divergence ont été soumis à Alain Brunet qui a proposé des formulations liées à une évolution de la forme anglaise. Plusieurs cliniciens spécialistes ont confirmé la pertinence de cette version pour mesurer la détresse émotionnelle péritraumatique.

Prétest

Non mentionné.

Fidélité

On a utilisé 48 des 49 questionnaires remplis. Le coefficient de corrélation intraclasse était de 0,79 dans un intervalle de confiance compris entre 0,61 et 0,89.

La validation en français du PDI a une bonne cohésion interne, avec un alpha de Cronbach de 0,83. Le test-retest montre une stabilité temporelle très satisfaisante avec un coefficient de corrélation intraclasse de 0,79 dans un intervalle de confiance de 0,61 à 0,89.

Validité

La validité convergente analysée par la corrélation avec l'IES-R (*Impact of Event Scale Revised*), le PDEQ (*Peritraumatic Dissociation Questionnaire*) et le GHQ (*General Health Questionnaire*) est très bonne. De plus, l'analyse en composantes principales propose une solution à deux dimensions qui explique 45 % de la variance.

Normes

Non mentionné.

Personne ressource

Dr Alain Brunet
6875, boulevard LaSalle, Verdun (Québec) H4H 1R3
Courriel : alain.brunet@douglas.mcgill.ca

Fiche signalétique no 51 : Posttraumatic Stress Disorder Checklist Scale (PCLS)

Référence

Weathers, F., Litz, B., Herman, D., Huska, J. and Keane, T. (1993). The PTSD Checklist (PCL): *Reliability, validity, and diagnostic utility*. Communication présentée à l'Annual Convention of the International Society for Traumatic Stress Studies, San Antonio, Texas.

Description de l'instrument

Instrument créé dans le but de mesurer les syndromes qui découlent des désordres post-traumatiques tels que les syndromes de ré-expérience, d'évitement et d'hypervigilance. L'échelle est composée de dix-sept items, gradués de 1 (pas du tout) à 5 (extrêmement), représentant les critères diagnostiques du DSM-IV. L'instrument permet d'évaluer un épisode de vie stressant. Une version destinée aux militaires et une version destinée aux civils en temps de guerre existent également.

Référence de la traduction

Bouvard, M. et Cottraux, J. (2002). Protocoles et échelles d'évaluation en psychiatrie et en psychologie – 3^e édition, Paris : Masson.

Population

Population générale, population clinique.

Type de traduction

Non mentionné.

Prétest

Non mentionné.

Fidélité

Consistance interne : score total ($n = 144$) : $\alpha = 0,86$; sous-échelle Ré-expérience : $\alpha = 0,67$; sous-échelle Évitement : $\alpha = 0,69$; sous-échelle Hypervigilance : $\alpha = 0,69$.

Validité

Le score global du PCLS est positivement et significativement corrélé avec celui de l'Inventaire abrégé de dépression de Beck ($r = 0,35$; $p < 0,05$), à celui de l'Échelle d'anxiété de Hamilton ($r = 0,38$; $p < 0,05$) et au score de la sous-échelle Anxiété/Dépression du Questionnaire des peurs ($r = 0,36$; $p < 0,05$). Le score global ($r = 0,50$; $p < 0,05$) ainsi que les scores de la sous-échelle Ré-expérience ($r = 0,47$; $p < 0,05$) et de la sous-échelle Hypervigilance du PCLS ($r = 0,35$; $p < 0,05$) sont positivement et significativement corrélés avec la sous-échelle Agoraphobie du Questionnaire des peurs. Le score de la sous-échelle Évitement du PCLS est corrélé avec le score de la sous-échelle Phobie sociale du Questionnaire des peurs ($0,39$; $p < 0,05$).

Weathers et coll. (1993) ont comparé le total du questionnaire au résultat dimensionnel obtenu par le SCID-I : le coefficient kappa est égal à 0,64.

Une analyse en composantes principales, utilisant la solution oblique sur l'ensemble des sujets ($N = 144$, patients et témoins), rapporte huit facteurs. Toutefois, seulement trois de ces facteurs ont une valeur propre supérieure à 1 et expliquent 59,1 % de la variance totale. Le facteur 1 (items 1, 3, 4, 5, 7) représente 42,9 % de la variance et concorde avec la sous-échelle Ré-expérience. Le facteur 2 (items 11, 12) représente 8,8 % de la variance et concorde avec la sous-échelle Évitement. Le facteur 3 (items 13, 14, 16, 17) représente 7,4 % de la variance et concorde avec la sous-échelle Hypervigilance. L'ensemble des facteurs englobe onze des dix-sept symptômes.

Normes

Version anglaise :

Personnes bénéficiant de services médicaux ($n = 349$) : 30,14 (écart-type = 12,42) (Asmundson *et al.*, 2000)

Sujets ayant subi un événement traumatique ($n = 40$) (Yao *et al.*, 2003) : 45,8 (écart-type = 16,1) (Blanchard *et al.*, 1996)

Version française :

Sujets ayant subi un événement traumatique ($N = 113$) : 60,18 (écart-type = 9,4)

Sujets du groupe contrôle ($n = 31$) : 31,52 (écart-type = 12,1) (Ventureya *et al.*, 2002)

Personne ressource

Valérie A. G. Ventureyra
Unité des troubles anxieux
Hôpital Neurologique, Lyon

**Fiche signalétique no 52 : Questionnaire des expériences de dissociation
péritraumatique, forme auto-évaluative**

Référence

Marmar, C. R., Weiss, D. S. and Metzler, T. J. (1997). The Peritraumatic Dissociative Experiences Questionnaire. In J. P. Wilson and C. R. Marmar (Éds.), *Assessing psychological trauma and posttraumatic stress disorder*, New York: The Guilford Press, pp. 412-428.

Description de l'instrument

Ce questionnaire mesure les expériences de dissociation vécues par un individu au moment où survient un événement traumatique, et durant les minutes ou les heures qui suivent celui-ci. Des études démontrent que les individus expérimentant une forte dissociation au moment d'un tel événement risquent davantage de développer des désordres post-traumatiques.

L'instrument comprend dix items, chaque item étant présenté sous la forme d'une proposition. Le sujet évalue, sur une échelle de type Likert échelonnée de 1 à 5, le degré de dépersonnalisation, de sentiment d'irréalité, d'amnésie, de sentiment d'être hors de son propre corps, de modification de la perception du temps et de modification de l'image de son corps suite à l'expérience d'un événement traumatique.

Référence de la traduction

Birmes, P., Brunet, A., Benoit, M. et al. (2004). Validation of the Peritraumatic Dissociative Experiences Questionnaire self-report version in two samples of French-speaking individuals exposed to trauma, *European Psychiatry*, 226, pp. 1-7.

Population

Population générale, population clinique.

Type de traduction

Une première traduction a été effectuée par deux psychologues expérimentés. Celle-ci fut testée sur un échantillon d'agents de la paix et corrigée. Une traduction inverse a été produite par un traducteur et approuvée par Daniel S. Weiss.

Prétest

Non mentionné.

Fidélité

Groupe 1 : 48 victimes d'agressions violentes, reçues à l'urgence de l'Hôpital universitaire de Toulouse.

Groupe 2 : 43 sujets exposés à un traumatisme selon les critères A1 et A2 du DSM-IV

Alpha de Cronbach :

Groupe 1 : 0,79 pour la note globale;

Groupe 2 : 0,78 pour la note globale.

Validité

Groupe 1 : l'analyse factorielle en composantes principales (rotation Promax, oblique) indiquait a priori une solution à quatre facteurs expliquant respectivement 37,2 %, 15,1 %, 11,7 % et 10,6 % de la variance totale (75 %). L'étude des inter-corrélations (modérées à élevées) entre le facteur 1, 2 et 4 a suggéré une solution unifactorielle. Une nouvelle analyse des résultats (solution forcée) a établi une solution à un facteur expliquant 37,2 % de la variance. Lorsque l'item 7 (faible appartenance : $< 0,30$) est omis, la variance expliquée augmente à 40,7 %.

Groupe 2 : l'analyse factorielle en composantes principales (rotation Promax, oblique) indiquait a priori une solution à trois facteurs expliquant respectivement 36,2 %, 15,8 % et 12,4 % de la variance totale (65 %). L'étude des inter-corrélations (modérées à élevées) entre le facteur 1 et 2 ($r = 0,55$) a suggéré une solution unifactorielle. Une nouvelle analyse des résultats a établi une solution à 1 facteur, expliquant 36 % de la variance. En omettant l'inclusion de l'item 7, faiblement corrélé au facteur, la variance expliquée augmente à 39 %. Une solution similaire a été obtenue avec les résultats du retest.

Normes

Non mentionné.

Personne ressource

Alain Brunet, Ph. D.
Professeur assistant
Département de psychiatrie
Division psychosociale
Centre de recherche de l'Hôpital Douglas
Université McGill
Montréal, Québec
Courriel : alain.brunet@douglas.mcgill.ca

