

Validation de la version française d'un questionnaire évaluant les pensées répétitives constructives et non constructives

Céline Douilliez
Université Lille Nord de France

Alexandre Heeren
Université catholique de Louvain, Belgique et Fonds National
de la Recherche Scientifique, Belgique

Nathalie Lefèvre
Université catholique de Louvain, Belgique

Edward Watkins
University of Exeter, Royaume-Uni

Philip Barnard
MRC Cognition & Brain Sciences Unit, University of
Cambridge, Cambridge, Royaume-Uni

Pierre Philippot
Université catholique de Louvain, Belgique

Cet article présente l'adaptation en français et la validation d'un questionnaire auto-rapporté évaluant les pensées répétitives, la Mini Cambridge-Exeter Repetitive Thought Scale (Mini-CERTS). Cette échelle de 16 items évalue deux dimensions de pensées répétitives : la pensée concrète-expérientielle (PCE) et la pensée abstraite-analytique (PAA) dont les conséquences peuvent être constructives ou non constructives. Un large échantillon de participants ($N = 247$) a répondu à la Mini-CERTS. Des sous-échantillons ont également répondu à des questionnaires évaluant la dépression, l'anxiété et la symptomatologie générale, ainsi qu'à une mesure concurrente, l'Échelle de réponse ruminative (RRS). L'analyse factorielle confirmatoire confirme la structure bi-dimensionnelle du questionnaire. Les analyses corrélationnelles mettent en évidence des patterns d'associations différents entre les scores de PCE et de PAA et les mesures d'anxiété, de dépression et de symptomatologie générale. La PAA était corrélée positivement avec la sous-échelle Ressassement de la RRS tandis qu'aucune relation n'a été observée entre les scores de PCE et les scores de la RRS. Des résultats préliminaires suggèrent que la Mini-CERTS est sensible aux statuts et aux changements cliniques.

Mots-clés : pensées répétitives, ruminations, psychopathologie cognitive, questionnaire, validation, analyse factorielle confirmatoire.

Selon Watkins (2008), les pensées répétitives, prolongées et récurrentes à propos de nos préoccupations et de nos expériences personnelles constituent un processus mental présent chez tous les

individus. Ce processus est souvent initié automatiquement et peut n'être que partiellement conscient (voir McNally, 1995). Si ces pensées répétitives constituent une expérience commune à la plupart des individus, certaines d'entre elles peuvent également être associées à la psychopathologie. Ainsi, des recensions d'études récentes suggèrent que les pensées répétitives contribuent au développement et au maintien d'au moins 13 troubles différents, parmi lesquels figurent la dépression (Nolen-Hoeksema, 2004), la phobie sociale (Abbott & Rapee, 2004) ou encore la psychose (Morrison & Wells, 2007; voir Baeyens, Kornacka & Douilliez, 2012; Ehling & Watkins, 2008, pour des recensions). À ce titre, elles peuvent être considérées comme un processus transdiagnostique (Harvey, Watkins, Mansell & Shafran, 2004).

Deux formes de pensées répétitives ont été particulièrement étudiées : les ruminations et les inquiétudes. Les ruminations sont définies comme étant une « classe de pensées conscientes qui tournent autour d'un thème instrumental commun et qui se répètent en l'absence de demandes environnementales immédiates requérant ces pensées » (Martin & Tesser, 1996, p. 7), tandis que les inquiétudes sont définies comme une « tentative de s'engager dans la résolution mentale de problèmes dont l'issue est incertaine mais qui contiennent la possibilité d'une ou de plusieurs issues

Céline Douilliez, Laboratoire PSITEC, UDL3, Université Lille Nord de France; Alexandre Heeren, Institut de Recherche en Sciences Psychologiques, Université catholique de Louvain, Belgique et Fonds National de la Recherche Scientifique, Belgique; Nathalie Lefèvre, Institut de Recherche en Sciences Psychologiques, Université catholique de Louvain, Belgique; Edward Watkins, Mood Disorders Centre, Psychology, College of Life and Environmental Sciences, University of Exeter, Royaume-Uni; Philip Barnard, MRC Cognition & Brain Sciences Unit, University of Cambridge, Cambridge, Royaume-Uni; Pierre Philippot, Institut de Recherche en Sciences Psychologiques, Université catholique de Louvain, Belgique.

La rédaction de cet article a été facilitée par un financement accordé par l'Université Lille 3 au premier auteur (BQR 2009) et par un financement accordé au dernier auteur par le Fonds national de la recherche scientifique de Belgique et l'Action de recherche concertée.

Toute correspondance concernant cet article doit être adressée à Céline Douilliez, Université Charles de Gaulle – Lille 3, UFR de Psychologie, Laboratoire PSITEC, Domaine universitaire Pont du Bois, BP 60149-59 650 Villeneuve d'Ascq, France. Courriel : celine.douilliez@univ-lille3.fr

négatives » (Borkovec, Robinson, Pruzinsky & Depree, 1983, p. 9). De nombreux auteurs suggèrent que la rumination est le processus cognitif principal impliqué dans la dépression (par ex., Nolen-Hoeksema, 2004), tandis que les inquiétudes joueraient d'avantage un rôle central dans l'anxiété généralisée (Borkovec, Alcaine & Behar, 2004). Il est à noter toutefois que ces deux formes de pensées répétitives comportent plus de similitudes que de différences (Watkins, Moulds & Mackintosh, 2005).

Dans sa synthèse des recherches examinant l'effet des pensées répétitives sur l'ajustement psychologique, Watkins (2008) a mis en évidence la nécessité de distinguer deux modes de pensées répétitives, *le mode de pensée concret-expérientiel* (PCE), pouvant être qualifié de constructif, et *le mode de pensée abstrait-analytique* (PAA), pouvant être qualifié de non constructif. En effet, selon cet auteur, le facteur déterminant les conséquences, positives ou négatives, des ruminations ne réside pas dans leur contenu, mais dans la manière dont l'information est traitée (Watkins, 2004). Les pensées qui résultent d'un mode concret-expérientiel se caractérisent par une attention focalisée sur l'expérience directe de la situation actuelle dans le moment présent, incluant les émotions actuelles, les détails du contexte et la manière dont la situation évolue moment après moment. Dans le mode abstrait-analytique, les pensées résultent d'une attention focalisée sur les causes et les conséquences de l'état psychologique de l'individu et consiste en des interrogations sur les raisons pour lesquelles l'humeur ou les événements associés se sont produits et en une analyse de leur signification pour le soi.

La distinction entre ces deux modes de pensée est fondée sur au moins deux sources théoriques : la théorie des sous-systèmes cognitifs en interaction (SCI; *interacting cognitive subsystems theory*; Teasdale & Barnard, 1993) et la théorie de la concrétude réduite (*reduced concreteness theory*; Stöber & Borkovec, 2002). Dans le cadre de la théorie SCI, deux niveaux de traitement semblent être pertinents pour la compréhension des pensées répétitives négatives : le niveau propositionnel et le niveau implicationnel. Le niveau propositionnel encode les informations spécifiques et conceptuelles qui peuvent être représentées verbalement. Le traitement des informations liées au soi à ce niveau mènerait à un mode de pensée abstrait-analytique caractérisé par des pensées évaluatives au sujet des causes, des conséquences et de la signification de l'expérience émotionnelle. Le second niveau — le niveau implicationnel — encode des informations implicites d'ordre supérieur, sous la forme de schémas mentaux construits sur la base de la récurrence des expériences. Le traitement des informations liées au soi à ce niveau mènerait à un mode de pensée concret-expérientiel, non évaluatif, lié à l'expérience sensorielle et émotionnelle de l'individu au moment présent (Watkins, 2004). Selon la théorie SCI, ces deux modes de traitement de l'information sont incompatibles (Teasdale & Barnard, 1993). Par ailleurs, la théorie SCI suggère que seul le niveau implicationnel est directement impliqué dans la génération des émotions et que c'est donc à ce niveau que les changements doivent être opérés afin de favoriser un traitement émotionnel efficace. Cette théorie prédit donc que le mode de pensée concret-expérientiel aurait des conséquences émotionnelles constructives, tandis que le mode de pensée abstrait-analytique aurait des conséquences non constructives. La théorie de la concrétude réduite (Stöber & Borkovec, 2002) suggère que les inquiétudes sont caractérisées par un mode de pensée verbale et abstraite, et pauvre en imagerie (Borkovec &

Inz, 1990; Stöber & Borkovec, 2002). Cette réduction de la concrétude se retrouve également dans les ruminations dépressives (Watkins & Moulds, 2007) et aurait pour conséquences, d'une part, une diminution de la capacité à résoudre les problèmes et, d'autre part, une interférence au niveau du traitement de l'information émotionnelle. À l'inverse, un mode de pensée concret et riche en imagerie contribuerait à un traitement adapté de l'information émotionnelle (Holmes & Mathews, 2005; Holmes, Mathews, Dalgleish & Mackintosh, 2006). En résumé, ces deux théories soulignent l'existence de deux modes de traitement de l'information, tels que nous les avons évoqués précédemment (PCE et PAA). Elles suggèrent que, de par leur nature abstraite, les PAA ne permettraient pas la mise en œuvre de stratégies de résolution de problèmes efficace, basée sur une élaboration détaillée et spécifique des moyens à mettre en œuvre pour résoudre le problème (Watkins & Moulds, 2005). De plus, ces deux théories suggèrent qu'un mode de pensée abstrait et évaluatif diminuerait l'imagerie générée par la situation émotionnelle, faisant ainsi obstacle au traitement émotionnel (Teasdale, 1999). Soutenant ces théories, de nombreuses recherches corrélatives et expérimentales, réalisées auprès de populations cliniques et non cliniques, ont montré que la PAA était associée à la vulnérabilité émotionnelle, à l'humeur dépressive et à de faibles capacités de résolution de problèmes, tandis que la PCE était associée à une meilleure récupération après l'exposition à un stressor, à une protection contre les baisses d'humeur et à de meilleures capacités de résolution de problèmes (voir Watkins, 2008, pour une recension). Récemment, une thérapie cognitive centrée sur les ruminations visant à modifier le mode de pensée analytique-abstrait et de favoriser le mode de pensée concret-expérientiel a montré son efficacité à réduire les symptômes dépressifs résiduels de patients précédemment déprimés (Watkins et al., 2007; Watkins, 2011).

Nous venons de souligner la nécessité de distinguer deux modes de pensées répétitives qui présentent des conséquences différentes sur le plan de l'ajustement et de la difficulté d'ajustement psychologique. Afin d'évaluer la propension des individus à utiliser chacun de ces modes de pensée, tant dans le cadre de la recherche que celui de la clinique, il est nécessaire de disposer de mesures des pensées répétitives qui ne se focalisent pas uniquement sur les aspects pathologiques, mais qui évaluent également les aspects constructifs. De plus, de telles mesures devraient être courtes et faciles à administrer afin d'être utilisées facilement, tant dans la pratique clinique que dans la recherche. Enfin, ces mesures de pensées répétitives devraient être sensibles au statut clinique et au changement thérapeutique. En particulier, ces mesures devraient être sensibles à des interventions thérapeutiques ciblant les pensées répétitives, directement (par ex., la thérapie cognitive centrée sur les ruminations; Watkins et al., 2007) ou indirectement (par ex., la thérapie basée sur la pleine conscience; Segal, Williams & Teasdale, 2002).

Actuellement, il existe plusieurs mesures de rumination. L'instrument le plus largement utilisé est l'Échelle de réponse ruminative (*Ruminative Response Scale*; RRS), qui est une sous-échelle du Questionnaire des styles de réponses (*Response Style Questionnaire*; RSQ; Nolen-Hoeksema & Morrow, 1991). La RRS distingue deux types de rumination : le ressassement (*brooding*), défini comme une comparaison passive entre la situation actuelle et des standards qui ne sont pas atteints, et la réflexion (*reflection*), définie comme une introspection volontaire pour activement faire

face à la situation afin de soulager les symptômes dépressifs (Treyner, Gonzalez & Nolen-Hoeksema, 2003). Treyner et al. ont observé que le ressassement était associé à la présence de symptômes cliniques de dépression lors de l'évaluation. En outre, ces auteurs ont également observé que le niveau de ressassement constituait un prédicteur significatif du niveau de symptomatologie dépressive lors d'une mesure deux ans plus tard et que la réflexion était légèrement prédictive de la rémission dépressive. Bien que la RRS distingue deux modes de rumination, prédise le niveau de dépression et soit facile à administrer, elle n'est pas sans présenter diverses limites. En effet, cette échelle n'évalue la rumination que dans le contexte spécifique de la dépression. Les instructions et les items du questionnaire, largement focalisés sur la tristesse, ne sont pas pertinents dans le cadre de l'évaluation des pensées répétitives anxieuses, telles que les inquiétudes, ou dans d'autres contextes émotionnels. Ce dernier type de pensées répétitives est classiquement évalué par le questionnaire d'inquiétude de Penn State (*Penn State Worry Questionnaire*; PSWQ; Meyer, Miller, Metzger & Borkovec, 1990). Cependant, cette échelle unidimensionnelle de 16 items, spécifique aux pensées répétitives anxieuses, n'évalue pas le mode constructif de pensée. De la même manière, le questionnaire des domaines d'inquiétudes (*Worry Domains Questionnaire*, WDQ; Tallis, Eysenck & Mathews, 1992) évalue les inquiétudes dans six domaines en se limitant aux aspects anxieux non constructifs.

Plus récemment, Barnard, Watkins, Mackintosh et Nimmo-Smith (2007) ont élaboré un questionnaire évaluant les multiples facettes des pensées répétitives : l'Échelle de pensées répétitives de Cambridge-Exeter (*Cambridge Exeter Repetitive Thought Scale*; CERTS). Ce questionnaire de 84 items, qui n'a pas, à notre connaissance, été validé en français, comprend trois échelles indépendantes : la première évalue le contexte dans lequel surviennent les pensées répétitives; la deuxième examine si les personnes évaluent leurs pensées répétitives comme étant fonctionnelles ou non; la troisième porte sur les différents modes de pensées répétitives. Dans le cadre de la présente étude, nous nous sommes principalement intéressés à cette dernière échelle qui présente l'avantage de distinguer les PAA et les PCE sans faire référence à un état d'humeur spécifique. Toutefois, cette échelle étant assez longue (40 items), nous avons décidé d'en sélectionner 16 items afin de proposer un nouveau questionnaire. Ce questionnaire a été appelé Mini-CERTS, en référence au questionnaire dont il est issu. Les items de la Mini-CERTS ont été sélectionnés sur la base des résultats d'une analyse factorielle réalisée sur la version originale du CERTS (Barnard et al., 2007) : les 7 items avec les saturations les plus élevées sur les modes de pensée concrets-expérientiels et les 9 items avec les saturations les plus élevées sur les modes de pensée analytiques-abstraites.

Bien que la Mini-CERTS ait déjà été utilisée dans plusieurs études (DiSchiena, Luminet & Philippot, 2010; DiSchiena, Luminet, Philippot & Douilliez, 2012; Douilliez & Philippot, 2012; Heeren & Philippot, 2011), aucune de ces études ne visait à la valider. Par conséquent, l'objectif principal de la présente étude était de présenter la structure factorielle et les qualités psychométriques de cette version francophone de la Mini-CERTS. Afin de valider cette nouvelle échelle, nous avons examiné les relations entre les scores à la MINI-CERTS et à des échelles évaluant la symptomatologie dépressive, anxieuse et

générale. La RRS a également été utilisée pour évaluer la validité concurrente.

Méthode

Participants

Les données de la présente étude sont issues d'études plus larges dans lesquelles les participants ont été recrutés par différentes stratégies afin de maximiser leur représentativité. Les critères d'inclusion étaient d'être âgés de 18 à 75 ans, de s'exprimer couramment en français et de ne pas présenter de troubles neurologiques. Une stratégie boule de neige a été utilisée par les auteurs et leurs étudiants de maîtrise pour interroger 157 participants dans une population générale francophone en France et en Belgique (sous-échantillon 1). Cinquante-quatre participants supplémentaires ont été recrutés au sein d'une population d'étudiants francophones d'une grande université belge (sous-échantillon 2). Enfin, 36 participants ont été recrutés parmi des adultes francophones qui ont postulé pour participer à un programme de développement personnel (entraînement à la pleine conscience) dans un service universitaire de consultations psychologiques (sous-échantillon 3)¹. L'échantillon total était donc constitué de 247 adultes (140 femmes et 107 hommes). L'âge moyen était de 31,64 ans (\bar{X} - T . = 14,45).

Questionnaires

Mini-CERTS. La forme abrégée du Cambridge Exeter Ruminative Thought Scale (CERTS; Barnard et al., 2007) a d'abord été traduite en français par le dernier auteur et a ensuite été retro-traduite en anglais de façon indépendante par deux professionnels bilingues, porteurs également d'un titre de docteur en psychologie. Les inconsistances dans la traduction ont été discutées et résolues avec les auteurs de l'échelle originale. Il s'agissait d'inconsistances mineures concernant des choix entre synonymes.

Les participants ont reçu l'instruction d'évaluer les items afin de refléter leur mode habituel de pensée quand ils sont confrontés à une situation difficile sur une échelle allant de 1 (*presque jamais*) à 4 (*presque toujours*). La version en langue française de la Mini-CERTS se trouve à l'annexe 1.

Autres questionnaires. L'indice global de sévérité (*Global Score Index*; GSI) de la liste des symptômes révisée (*Symptom Check List-90-R*; SCL-90-R; Derogatis, 1977) a été utilisé pour évaluer le niveau des symptômes psychopathologiques. L'Inventaire d'anxiété-trait et état (*State-Trait Anxiety Inventory*; STAI; Spielberger, Gorsuch, Lushene, Vagg & Jacobs, 1983) et l'Inventaire de dépression de Beck, version II (BDI-II; Beck, Steer & Brown, 1998) ont été utilisés pour évaluer respectivement les symptômes anxieux et dépressifs. Enfin, l'Échelle de réponse ruminative (*Ruminative Response Scale*; RRS; Treyner et al., 2003) a été utilisée comme mesure concurrente de rumination.

¹ Les données des sous-échantillons 2 et 3 sont issues d'études plus larges (respectivement Heeren & Philippot, 2011, et Douilliez & Philippot, 2012).

Procédure

Les participants ont rempli les questionnaires individuellement, au calme, à leur domicile ou dans un laboratoire de l'université. Tous les participants ont rempli la Mini-CERTS. Certains participants ont ensuite également rempli des questionnaires complémentaires. Tous les participants du sous-échantillon 1 ont rempli la BDI-II. De plus, 60 participants ont rempli la STAI, tandis que les 97 autres participants de ce sous-échantillon ont également rempli la RRS. Les participants du sous-échantillon 3 ont également rempli la SCL 90-R. Les moyennes et les écart-types des scores obtenus aux différents questionnaires sont présentés dans le **Tableau 1**.

Résultats

Analyses préliminaires

Les analyses préliminaires des items de la Mini-CERTS ont révélé sept valeurs extrêmes univariées ($z < 3$) et 2 valeurs extrêmes multivariées (distance de Mahalanobis : $\chi^2(16) > 39,25$; voir Tabachnik & Fidell, 2003). Ces participants ont été exclus des analyses subséquentes. Par ailleurs, le test de Mardia indiquait que l'hypothèse de normalité multivariée n'était pas respectée (coefficient de Mardia = 296,70, $p < 0,01$).

Structure factorielle et consistance interne

Nous avons réalisé une analyse factorielle confirmatoire, à l'aide du logiciel LISREL 8.80 (Jöreskog & Sörbom, 2006), afin de vérifier si la Mini-CERTS présentait une structure en deux facteurs (PCE et PAA). Étant donné l'absence de normalité multivariée, des méthodes d'estimations corrigées pour la non-multinormalité ont été utilisées. Les items du Mini-CERTS réfèrent principalement à des situations ou à des comportements émotionnels qui peuvent être présents ou absents selon une large variabilité. Ce type d'échelle est fréquemment associée à des problèmes de non-multinormalité (par ex., McDonald & Ho, 2002). Ne pas tenir compte de la non-normalité risquerait de mener à des problèmes d'estimation du modèle (Byrne, 2001). Différentes techniques de correction ont par conséquent été établies en cas d'absence de multinormalité. Dans le cas présent, l'approche la plus appropriée est l'utilisation d'une méthode d'estimation qui ne présuppose pas de pré-requis en termes de distribution des données, telle que la méthode d'estimation des *unweighted least*

squares (ULS). En effet, à la différence de l'estimation du maximum de vraisemblance, cette méthode ne repose pas sur l'hypothèse de normalité (Blunch, 2008). L'approche ULS est très comparable à l'approche traditionnelle des moindres carrés (qui minimise la somme des carrés des erreurs), si ce n'est qu'elle minimise la somme du carré des erreurs dans la matrice des résidus (Browne, 1982).

Comme le χ^2 n'est pas applicable avec la méthode ULS (Browne, 1982), l'adéquation du modèle a été testée en se référant aux indices suivants : le Goodness of Fit Index (GFI), l'*Adjusted Goodness of Fit* (AGFI), le *Parsimony Goodness-of-Fit Index* (PGFI), et le *Parsimony Ratio* (PRATIO). Les critères pour une adéquation acceptable du modèle sont les suivants : GFI et AGFI $> 0,90$ (Cole, 1987); PGFI et PRATIO $> 0,60$ (Blunch, 2008). L'adéquation des données à un modèle en deux facteurs est acceptable (GFI = 0,94; AGFI = 0,92; PGFI = 0,71; PRATIO = 0,75).

Comme le montre le **Tableau 2**, tous les items du modèle avaient des coefficients supérieurs à 0,43 sur leurs facteurs respectifs, à l'exception de l'item 5 (« Je me juge en fonction de mes valeurs et de mes croyances personnelles »), qui présentait un coefficient faible sur le facteur PAA et dans une direction opposée à celle attendue (0,23). Par conséquent, nous avons refait l'analyse précédente sans cet item problématique. Cette nouvelle analyse a produit un GFI de 0,95, un AGFI de 0,93, un PGFI de 0,71 et un PRATIO de 0,75. Les deux modèles révèlent des indices d'adéquation acceptables.

Afin d'évaluer la consistance interne de la Mini-CERTS, nous avons calculé les coefficients de Cronbach. Les coefficients pour les échelles PAA (0,72) et PCE (0,74) indiquaient une consistance interne acceptable. Cependant, le coefficient était meilleur lorsque le score de l'échelle PAA était calculé sans l'item 5 (0,78).

Par conséquent, nous avons décidé de supprimer l'item 5 de cette échelle dans les analyses subséquentes.

Validité concurrente et validité externe

Nous avons calculé des corrélations de Spearman entre les sous-échelles de la Mini-CERTS et les scores aux autres questionnaires (voir le **Tableau 3**). Les sous-échelles PAA et PCE étaient significativement intercorrélées, $r_s(234) = 0,23$, $p < 0,001$. Conformément à nos attentes, la sous-échelle PAA était positivement corrélée à la BDI-II, $r_s(146) = 0,44$, $p < 0,001$, à la STAI-Trait, $r_s(54) = 0,51$, $p < 0,001$, et à l'indice GSI de la SCL-90-R, $r_s(34) = 0,41$, $p < 0,05$. La sous-échelle PAA avait également tendance

Tableau 1

Taille des échantillons, coefficients de consistance interne, moyennes et écarts-types des scores à la Mini-CERTS, RRS, BDI, STAI et SC-L90-R

Questionnaires	<i>n</i>	α	<i>M</i>	<i>É.-T.</i>
MINI-CERTS – Pensée abstraite analytique	238	0,78	18,72	4,44
MINI-CERTS – Pensée concrète expérientielle	238	0,74	17,25	3,51
Rumination Response Scale – Ressassement	92	0,67	10,26	2,94
Rumination Response Scale – Réflexion	92	0,82	10,15	3,66
Beck Depression Inventory – II	148	0,89	8,6	6,9
State Trait Anxiety Inventory – State	56	0,92	35,57	9,45
State Trait Anxiety Inventory – Trait	56	0,91	45,52	7,94
Symptom Check List –90-Revised (indice de sévérité)	41	0,96	0,83	0,52

Tableau 2
Corrélations entre les scores à la Mini-CERTS, RRS, BDI, STAI et SC-L90-R

	1	2	3	4	5	6	7	8
1. Mini-CERTS – PAA	—							
2. Mini-CERTS – PCE	-0,23***	—						
3. RRS – Ressassement	0,62***	0,03	—					
4. RRS – Réflexion	0,16	0,13	0,29**	—				
5. BDI-II	0,44***	-0,18*	0,47***	0,27*	—			
6. STAIA	0,25	-0,21	—	—	0,56***	—		
7. STAIB	0,51***	-0,21	—	—	0,61***	0,68***	—	
8. SCL-90-R	0,41*	-0,04	—	—	—	—	—	—

à corrélérer positivement avec la STAI-État, $r_s(54) = 0,25, p = 0,06$. La sous-échelle PCE était faiblement mais significativement et négativement corrélée avec la BDI-II, $r_s(234) = 0,18, p < 0,05$. Enfin, conformément à nos attentes, la sous-échelle PAA montrait une bonne validité concourante avec la sous-échelle Ressassement de la RRS, $r_s = 0,62, p < 0,001$. Il est intéressant de noter que ni la PAA ni la PCE ne corrélaient avec l'échelle Réflexion de la RRS, respectivement $r_s(90) = 0,16, ns$ et $r_s(90) = 0,10, ns$. Enfin, les sous-échelles Ressassement et Réflexion de la RRS sont significativement et positivement corrélées avec la BDI-II, respectivement, $r_s(90) = 0,47, p < 0,001$ et $r_s(90) = 0,27, p < 0,05$.

Discussion

L'objectif du présent article était de présenter la validation francophone de la Mini-CERTS qui évalue les pensées répétitives, sans spécifier le contexte dépressif ou anxieux dans lequel elles surviennent, et qui distingue des modes de pensées répétitives analytiques-abstraites et concrètes-expérientielles. Les données de la présente étude, et en particulier les résultats de l'analyse factorielle confirmatoire, soutiennent clairement la validité de cette dernière distinction. De plus, les deux sous-échelles de la Mini-CERTS sont modérément mais significativement négativement intercorrélées, suggérant que ces deux modes de pensée sont partiellement en compétition. Activer un

mode de pensée concret-expérientiel pourrait donc inhiber le mode analytique-abstrait, et vice versa. Cependant, ces résultats doivent être interprétés avec prudence étant donné la nature corrélationnelle de la présente étude. Néanmoins, ces données sont en accord avec les observations expérimentales et cliniques qui ont montré qu'un entraînement à la pensée concrète était associée, non seulement à une diminution de la PAA, mais aussi à une augmentation de la PCE (par ex., [Watkins, Baeyens & Read, 2009](#)).

En outre, la présente étude indique que la consistance interne de ces dimensions, telle que mesurée par le coefficient de Cronbach, est satisfaisante. Les corrélations, positives entre le score de PAA et négatives entre le PCE, et les scores de dépression et d'anxiété, attestent d'une bonne validité externe. Notons toutefois que les corrélations entre les scores de PCE et de symptomatologie restent faibles. Il s'agirait à présent d'examiner si les scores de PCE sont plus fortement corrélés avec des mesures d'ajustement psychologique (par ex., satisfaction de vie, estime de soi). Nous pouvons faire l'hypothèse que la PAA constituerait un facteur de risque en favorisant des difficultés d'ajustement, tandis que la PCE constituerait un facteur de protection en favorisant l'ajustement psychologique. Afin de tester cette hypothèse, il serait également utile d'élargir l'examen ces relations à des échantillons cliniques.

La forte corrélation entre le score de PAA et le score à l'échelle Ressassement de la RRS suggèrent une bonne validité concourante. Il est cependant intéressant de noter l'absence de corrélation entre le score de PCE et le score à la sous-échelle Réflexion de la RRS, et la corrélation entre ce dernier score et le score de dépression. De plus, alors que les scores PAA et PCE de la Mini-CERTS sont négativement corrélés, les scores Réflexion et Ressassement de la RRS sont positivement corrélés. Plusieurs éléments doivent être considérés pour rendre compte de ce pattern de résultats. Premièrement, la distinction entre ressassement et réflexion ne repose pas sur une théorie identifiée. En effet, cette distinction a été proposée sur la base d'une analyse factorielle exploratoire de la RRS, considérée initialement comme étant unidimensionnelle. Ensuite, si la sous-échelle Ressassement évalue une dimension clairement inadaptée, le statut de la sous-échelle Réflexion est plus ambigu. Certaines études suggèrent que c'est une dimension inadaptée à court terme, en ce qu'elle est positivement associée à la dépression, mais adaptée à long terme, en ce qu'elle est légèrement prédictive d'une rémission de la dépression lors d'un suivi après deux ans ([Treynor et al., 2003](#)). Cependant,

Tableau 3
Saturation factorielle de l'analyse factorielle confirmation des items de la Mini-CERTS

	Facteur PAA	Facteur PCE
Item 1	0,62	
Item 2		0,55
Item 3	0,69	
Item 4		0,69
Item 5	-0,23	
Item 6	0,44	
Item 7	0,50	
Item 8		0,56
Item 9		0,52
Item 10	0,61	
Item 11		0,45
Item 12	0,56	
Item 13		0,48
Item 14	0,43	
Item 15	0,62	
Item 16		0,53

d'autres études rapportent que la réflexion prédit prospectivement les idéations suicidaires (par ex., Miranda & Nolen-Hoeksema, 2007; Surrence, Miranda, Marroquín & Chan, 2009). Ces résultats ainsi que ceux de la présente étude suggèrent qu'il est peu probable que la sous-échelle Réflexion de la RRS mesure un processus constructif et fonctionnel. Par contre, la sous-échelle PCE a été clairement élaborée comme une échelle de pensée constructive. Les corrélations négatives entre le score de PCE et les symptômes dépressifs corroborent cette nature constructive. Par conséquent, la sous-échelle PCE semble davantage capturer une forme constructive de pensées répétitives que la sous-échelle Réflexion de la RRS.

Si ces corrélations nous donnent des données préliminaires sur les associations entre les scores aux deux sous-échelles de la Mini-CERTS et des scores de symptomatologie, d'une part, et des mesures de rumination, d'autre part, celles-ci devraient être reproduites dans un échantillon plus large et homogène. Nous ne pouvons pas en effet exclure que les résultats observés soient dus à des caractéristiques spécifiques de chacun des sous-échantillons ayant rempli les différentes mesures complémentaires.

Bien que la présente étude ne fournisse pas de données relatives à la sensibilité de la Mini-CERTS aux statuts et aux changements cliniques, plusieurs études récentes qui ont utilisé cette mesure font état de qualités intéressantes à cet égard. Concernant la sensibilité au statut clinique, DiSchiena et al. (2010) ont observé que la sous-échelle PAA de la Mini-CERTS était clairement associée à des difficultés à identifier ses sentiments, une sous-dimension de l'alexithymie particulièrement prédictrice de difficultés psychologiques. À l'inverse, la sous-échelle PCE était négativement corrélée avec une autre dimension de l'alexithymie, la pensée opératoire. De même, le perfectionnisme inadéquat est associé à des scores plus élevés de PAA (DiSchiena et al., 2012; Douilliez & Philippot, 2012) et à des scores moins élevés de PCE (Douilliez & Philippot, 2012). En ce qui concerne la sensibilité de la Mini-CERTS au changement clinique, Heeren et Philippot (2011) ont observé que les scores de PCE et de PAA étaient modifiés par une intervention de huit semaines basée sur la pleine conscience (Segal et al., 2002). Non seulement le score de PCE augmente et celui de PAA diminue, mais ces auteurs ont également observé que le changement sur le plan des pensées répétitives constitue un médiateur partiel de la réduction des symptômes psychopathologiques produits par l'intervention. Ces résultats sont encourageants puisque, comme il a été souligné précédemment, il est probable que ces deux modes soient en compétition. Par conséquent, promouvoir le mode concret-expérientiel devrait aider les patients à supprimer leur mode de pensée analytique-abstrait. Dès lors, l'évaluation de la nature des pensées répétitives est essentielle, d'une part, pour identifier quel type de pensées doit être favorisé et quel autre type doit être abandonné et, d'autre part, pour évaluer l'efficacité des interventions visant à modifier le mode de pensée.

En résumé, la Mini-CERTS est un questionnaire bref, facile à utiliser tant en clinique qu'en recherche. Elle évalue la dimension analytique-abstraite — considérée comme non constructive — et la dimension concrète-expérientielle — considérée comme constructive — des pensées répétitives qui surviennent dans divers contextes dans lesquels les personnes sont confrontées à

des difficultés. Les données préliminaires suggèrent que la Mini-CERTS est sensible aux statuts et aux changements cliniques.

Abstract

This article presents the adaptation and the validation of a short self-report questionnaire assessing repetitive thinking, the Mini Cambridge-Exeter Repetitive Thought Scale (Mini-CERTS). This 16 item scale evaluates two dimensions of repetitive thinking: "concrete, experiential thinking" (CET) and "abstract, analytical thinking" (AAT) that may have constructive and unconstructive consequences. A large sample of adult volunteers ($n = 247$) filled in the Mini-CERTS. Subsamples also responded to depression, anxiety and general symptomatology questionnaires as well as to a concurrent measure, the Ruminative Response Scale. Confirmatory factor analysis ascertained the two-dimension structure of the questionnaire. Correlational analyses evidenced differentiated patterns of relation between CET and AAT and anxiety, depression and general symptomatology scales. AAT was correlated to the brooding scale of the RRS but there was no relation between CET and both scales of the RRS. Preliminary data suggest that the Mini-CERTS is sensitive to clinical status and treatment.

Keywords: repetitive thoughts, rumination, cognitive psychopathology, self-report, validation, confirmatory factor analysis

Références

- Abbott, M. J., & Rapee, R. M. (2004). Post-event rumination and negative self-appraisal in social phobia before and after treatment. *Journal of Abnormal Psychology, 113*, 136–144. doi:10.1037/0021-843X.113.1.136
- Baeyens, C., Kornacka, M., & Douilliez, C. (2012). De la dépression à une perspective transdiagnostique : conceptualisation et interventions sur les ruminations mentales. *Revue francophone de clinique comportementale et cognitive, 17*, 66–85.
- Barnard, P., Watkins, E., Mackintosh, B., & Nimmo-Smith, I. (Septembre 2007). *Getting stuck in a mental rut: Some process and experiential attributes*. Papier présenté au 35^e congrès de la British Association for Behavioural and Cognitive Psychotherapies, Brighton, Angleterre.
- Beck, A. T., Steer, R. A., & Brown, G. K. (1998). *Inventory de dépression de Beck, 2e édition (BDI-II)*. Paris, France : Éditions du Centre de psychologie appliquée (ECPA).
- Blunch, N. J. (2008). *Introduction to structural equation modeling using SPSS and AMOS*. London, R.-U. : Sage.
- Borkovec, T. D., Alcaine, O., & Behar, E. (2004). Avoidance theory of worry and generalized anxiety disorder. Dans R. G. Heimberg, C. L. Turk & D. S. Mennin (éds), *Generalized anxiety disorder: Advances in research and practice* (pp. 77–108). New York, É.-U. : Guilford Press.
- Borkovec, T. D., & Inz, J. (1990). The nature of worry in generalized anxiety disorder: A predominance of thought activity. *Behaviour Research and Therapy, 28*, 153–158. doi:10.1016/0005-7967(90)90027-G
- Borkovec, T. D., Robinson, E., Pruzinsky, T., & Depree, J. A. (1983). Preliminary exploration of worry: Some characteristics and processes. *Behaviour Research and Therapy, 21*, 9–16. doi:10.1016/0005-7967(83)90121-3
- Browne, M. W. (1982). Covariance structures. Dans D. M. Hawkins (éd.), *Topics in multivariate analysis*. Cambridge, R.-U. : Cambridge University Press.
- Byrne, M. B. (2001). Structural equation modeling with AMOS, EQS, and LISREL: Comparative approaches to testing for the factorial validity of

- a measuring instrument. *International Journal of Testing*, 1, 55–86. doi:10.1207/S15327574IJT0101_4
- Cole, D. A. (1987). Utility of confirmatory factor analysis in test validation research. *Journal of Consulting and Clinical Psychology*, 55, 584–594. doi:10.1037/0022-006X.55.4.584
- Derogatis, L. R. (1977). *SCL-90-R. Administration, scoring and procedures. Manual for the revised version and other instruments of the psychopathology rating series*. Baltimore, É.U. : John Hopkins University, School of Medicine.
- DiSchiena, R., Luminet, O., & Philippot, P. (2010). Alexithymia and ruminative thinking styles in depression: A multidimensional investigation. *Personality and Individual Differences*, 50, 10–14. doi:10.1016/j.paid.2010.07.037
- DiSchiena, R., Luminet, O., Philippot, P., & Douilliez, C. (2012). Adaptive and maladaptive perfectionism in depression: Preliminary evidence on the role of adaptive and maladaptive rumination. *Personality and Individual Differences*, 53, 574–578. doi:10.1016/j.paid.2012.05.017
- Douilliez, C., & Philippot, P. (2012). Pensées répétitives constructives et non constructives chez les perfectionnistes inadaptes. *Journal de thérapie comportementale et cognitive*, 22, 68–74. doi:10.1016/j.jtcc.2012.03.002
- Ehring, T., & Watkins, E. (2008). Repetitive negative thinking as a transdiagnostic process. *International Journal of Cognitive Therapy*, 1, 192–205. doi:10.1680/ijct.2008.1.3.192
- Harvey, A. G., Watkins, E., Mansell, W., & Shafran, R. (2004). *Cognitive behavioural processes across psychological disorders*. Oxford, R.-U. : Oxford University Press.
- Heeren, A., & Philippot, P. (2011). Changes in ruminative thinking mediate the clinical benefits of mindfulness: Preliminary findings. *Mindfulness*, 2, 8–13. doi:10.1007/s12671-010-0037-y
- Holmes, E. A. & Mathews, A. (2005). Mental imagery and emotion: A special relationship? *Emotion*, 5, 489–497. doi:10.1037/1528-3542.5.4.489
- Holmes, E. A., Mathews, A., Dalgleish, T., & Mackintosh, B. (2006). Positive interpretation training: Effects of mental imagery versus verbal training on positive mood. *Behavior Therapy*, 37, 237–247. doi:10.1016/j.beth.2006.02.002
- Jöreskog, K. G., & Sörbom, D. (2006). LISREL 8.8 for Windows. Lincolnwood, É.-U. : Scientific Software International, Inc.
- Martin, L. L., & Tesser, A. (1996). Some ruminative thoughts. Dans R. S. Wyer (éd.), *Ruminative thoughts: Advances in social cognition* (vol. 9, pp. 1–47). Hillsdale, É.-U. : Erlbaum.
- McDonald, R. P., & Ho, M. R. (2002). Principles and practice in reporting structural equation analyses. *Psychological Methods*, 7, 64–82. doi:10.1037/1082-989X.7.1.64
- McNally, R. J. (1995). Automaticity and the anxiety disorders. *Behaviour Research and Therapy*, 33, 747–754. doi:10.1016/0005-7967(95)00015-P
- Meyer, T. J., Miller, M. L., Metzger, R. L., & Borkovec, T. D. (1990). Development and validation of the Penn State Worry Questionnaire. *Behaviour Research and Therapy*, 28, 487–495. doi:10.1016/0005-7967(90)90135-6
- Miranda, R., & Nolen-Hoeksema, S. (2007). Brooding and reflection: Rumination predicts suicidal ideation at 1-year follow-up in a community sample. *Behaviour Research and Therapy*, 45, 3088–3095. doi:10.1016/j.brat.2007.07.015
- Morrison, A. P., & Wells, A. (2007). Relationships between worry, psychotic experiences and emotional distress in patients with schizophrenia spectrum diagnoses and comparisons with anxious and non-patient groups. *Behaviour Research and Therapy*, 45, 1593–1600. doi:10.1016/j.brat.2006.11.010
- Nolen-Hoeksema, S. (2004). The response styles theory. Dans C. Papegeorgiou & A. Wells (éds), *Depressive rumination. Nature, theory and treatment* (pp. 107–123). Chichester, R.-U. : Wiley.
- Nolen-Hoeksema, S., & Morrow, J. (1991). A prospective study of depression and posttraumatic stress symptoms after a natural disaster: The 1989 Loma Preita earthquake. *Journal of Personality and Social Psychology*, 61, 115–121. doi:10.1037/0022-3514.61.1.115
- Segal, Z. V., Williams, J. M. G., & Teasdale, J. D. (2002). *Mindfulness-based cognitive therapy for depression: A new approach to preventing relapse*. New York, É.-U. : Guilford Press.
- Spielberger, C. D., Gorsuch, R. L., Lushene, R., Vagg, P. R., & Jacobs, G. A. (1983). *Manual for the State-Trait Anxiety Inventory*. Palo Alto, É.-U. : Consulting Psychologists Press.
- Stöber, J., & Borkovec, T. D. (2002). Reduced concreteness of worry in generalized anxiety disorder: Findings from a therapy study. *Cognitive Therapy and Research*, 26, 89–96. doi:10.1023/A:1013845821848
- Surrence, K., Miranda, R., Marroquín, B. M., & Chan, S. (2009). Brooding and reflective rumination among suicide attempters: Cognitive vulnerability to suicidal ideation. *Behaviour Research and Therapy*, 47, 803–808. doi:10.1016/j.brat.2009.06.001
- Tabachnick, B. G., & Fidell, L. S. (2007). *Using multivariate statistics*. Boston, É.-U. : Pearson.
- Tallis, F., Eysenck, M. W., & Mathews, A. (1992). Worry: A critical analysis of some theoretical approaches. *Anxiety Research*, 4, 97–108.
- Teasdale, J. D. (1999). Multi-level theories of cognition–emotion relations. Dans T. D. Dalgleish & M. J. Power (éds), *Handbook of cognition and emotion* (pp. 665–682). Chichester, R.-U. : Wiley.
- Teasdale, J. D., & Barnard, P. J. (1993). *Affect, cognition and change. Re-modelling depressive thought*. Hove, R.-U. : Erlbaum Ltd.
- Treynor, W., Gonzalez, R., & Nolen-Hoeksema, S. (2003). Rumination reconsidered: A psychometric analysis. *Cognitive Therapy and Research*, 27, 247–259. doi:10.1023/A:1023910315561
- Watkins, E. R. (2004). Adaptive and maladaptive ruminative self-focus during emotional processing. *Behaviour Research and Therapy*, 42, 1037–1052. doi:10.1016/j.brat.2004.01.009
- Watkins, E. R. (2008). Constructive and unconstructive repetitive thought. *Psychological Bulletin*, 134, 163–206. doi:10.1037/0033-2909.134.2.163
- Watkins, E. R. (2011). Dysregulation in level of goal and action identification across psychological disorders. *Clinical Psychology Review*, 31, 260–278. doi:10.1016/j.cpr.2010.05.004
- Watkins, E. R., Baeyens, C. B., & Read, R. (2009). Concreteness training reduces dysphoria: Proof-of-principle for repeated cognitive bias modification in depression. *Journal of Abnormal Psychology*, 118, 55–64.
- Watkins, E., & Moulds, M. (2005). Distinct modes of ruminative self-focus: Impact of abstract versus concrete rumination on problem solving in depression. *Emotion*, 5, 319–328. doi:10.1037/1528-3542.5.3.319
- Watkins, E., & Moulds, M. (2007). Reduced concreteness of rumination in depression: A pilot study. *Personality and Individual Differences*, 43, 1386–1395. doi:10.1016/j.paid.2007.04.007
- Watkins, E., Moulds, M., & Mackintosh, B. (2005). Comparisons between rumination and worry in a non-clinical population. *Behaviour Research and Therapy*, 43, 1577–1585. doi:10.1016/j.brat.2004.11.008
- Watkins, E., Scott, J., Wingrove, J., Rimes, K., Bathurst, N., Steiner, H., & Malliaris, Y. (2007). Rumination-focused cognitive-behaviour therapy for residual depression: A case series. *Behaviour Research and Therapy*, 45, 2144–2154. doi:10.1016/j.brat.2006.09.018

(Appendix follows)

Annexe 1**Version en langue française de la mini-CERTS**

Lisez chacune des propositions présentées ci-dessous, puis sélectionnez, à l'aide d'une croix, la case qui décrit au mieux ce que vous vivez habituellement. Ne passez pas trop de temps à répondre, c'est votre première impression qui est importante.

« Quand des pensées à propos de moi, de mes sentiments ou de situations et d'évènements vécus me viennent à l'esprit . . . »

Presque jamais Parfois Souvent Presque toujours

1. Mes pensées sont prises dans une ornière, revenant toujours aux mêmes thèmes.
2. Je peux comprendre et répondre aux changements de manière intuitive, sans devoir analyser tout en détail.
3. Je me compare aux autres personnes.
4. J'y pense de manière ouverte, libre et créative.
5. Je me juge en fonction de mes valeurs et de mes croyances personnelles.
6. Je me concentre sur la question de savoir pourquoi les choses se sont passées de cette manière-là.
7. Je me demande pourquoi je n'arrive pas à me mettre en action.

8. Mes pensées se développent dans des directions nouvelles et intéressantes.

9. Je semble être immergé(e) dans l'action et en contact avec ce qu'il se passe autour de moi.

10. Je pense que je ne suis bon(ne) à rien.

11. J'aime me laisser aller à suivre le flux de mes pensées spontanées.

12. Je me sens sous pression d'empêcher que mes pires craintes se réalisent.

13. Je me concentre sur le fait d'explorer et de jouer avec les idées, curieux(se) d'où elles peuvent me mener

14. Mes pensées ont tendances à fuser à partir d'un événement spécifique vers des aspects plus larges et généraux de ma vie.

15. Je m'en fais de ce que les autres pourraient penser de moi.

16. J'ai très rapidement des impressions et des intuitions de ce qui se passe et de comment réagir.

Reçu le 7 septembre 2011

Révision reçue le 1 février 2013

Accepté le 13 février 2013 ■