

Étude factorielle exploratoire de la version française de l'Échelle de Contrôle Attentionnel : liens avec les symptômes d'anxiété et de dépression

Exploratory factor analysis of the French attentional control scale: relationships with symptoms of anxiety and depression

Wivine BLEKIC^{1,3}, Erika WAUTHIA^{1,3}, Isabelle SIMOES LOUREIRO^{1,3}, Kendra KANDANA ARACHCHIGE^{1,3}, Laurent LEFEBVRE^{1,3} et Mandy ROSSIGNOL^{1,3}

1 Service de Psychologie Cognitive et Neuropsychologie, Faculté de Psychologie et des Sciences de l'Éducation, Université de Mons ;

2Fonds pour la Recherche Scientifique (F.R.S. – F.R.E.S.H.) ;

3Centre de recherche interdisciplinaire en Psychophysiology et Électrophysiology de la cognition (CIPSE), Université de Mons.

Auteur correspondant : Wivine BLEKIC : Wivine.blekic@umons.ac.be

Résumé

L'Échelle de Contrôle attentionnel-ECA, (Derryberry & Reed, 2002) est un autoquestionnaire de 20 items ayant été conçu afin d'évaluer deux processus distincts du contrôle attentionnel (CA) via des mises en situation écologiques. Cependant, malgré l'importance grandissante du CA dans la compréhension des processus exécutifs sous-jacents aux symptômes d'anxiété et de dépression, aucune version française de ce questionnaire n'a été conçue et validée jusqu'à présent. Au cours de cette étude, 278 participants ont complété la version française de l'ECA, ainsi que deux questionnaires mesurant les symptômes de dépression et d'anxiété (*Beck Depression Inventory* et *State and Trait Anxiety Inventory*). L'analyse factorielle exploratoire conduite sur ces données a permis de mettre en évidence deux facteurs : (1) « Concentration », composé de 10 items ($\alpha = .83$) et (2) « Flexibilité » ($\alpha = .72$), composé de 8 items. Ce modèle permet d'expliquer 39% de la variance et possède une bonne consistance interne ($\alpha = .83$). Ensuite, les résultats de deux régressions hiérarchiques ont permis de mettre en avant des interactions différentes entre les sous-échelles de l'ECA et les symptômes d'anxiété et de dépression. En conclusion, la version française de l'ECA présente une très bonne validité interne, et ses sous-échelles se montrent sensibles aux symptômes d'anxiété et de dépression. Ceci est en accord avec la théorie du contrôle attentionnel, selon laquelle les capacités d'inhibition et de flexibilités sont impactées par ces pathologies. Une analyse confirmatoire doit encore être réalisée afin de répliquer ces résultats.

Mots-clés : Contrôle attentionnel – Dépression – Anxiété – Flexibilité – Inhibition

Abstract

The attentional control scale-ACS (Derryberry & Reed, 2002) is a 20 items self-reported questionnaire developed to measure two different executive processes of attentional control. Despite the growing literature regarding the importance of attentional control abilities in our understanding of depression and anxiety, no French validation of this questionnaire is available yet. In this study, 278 participants completed the translation of the ACS, as well as two questionnaires measuring the symptoms of anxiety and depression (*Beck Depression Inventory* et *State and Trait Anxiety Inventory*). An exploratory factor analysis was conducted on those data's, and highlighted two factors: (1) « Focusing », represented by 10 items ($\alpha = .83$) and (2) « Flexibility » ($\alpha = .72$) represented by 8 items. This model allows to explain 39% of the variance and presents a good internal validity ($\alpha = .83$). Furthermore, two hierarchical regressions allowed to highlight specific interactions between the symptoms of anxiety and depression and the subscales of the French ACS. In summary, the translation proposed in this study presents a good internal validity and is divided in two subscales that are sensible to symptoms of anxiety and depression. These results are in line with the attentional control theory, according to which deficits in inhibition and flexibility would lead to anxiety-related disorders. A confirmatory factor analysis still needs to be run on a new sample of participants to validate these findings.

Key-words: Attentional control – Depression – Anxiety – Flexibility – Inhibition

-----CET ARTICLE EST PROTÉGÉ PAR UN COPYRIGHT JUSQU'EN 2024-----

Introduction

De nombreuses évidences cliniques et empiriques ont mis en avant la présence, chez les individus exhibant une symptomatologie dépressive et anxieuse, d'un biais attentionnel envers les informations négatives et/ou menaçantes, et plus spécifiquement une détection facilitée de ces dernières dans l'environnement (Bar-Haim, Lamy, Pergamin, Bakermans-Kranenburg, & van IJzendoorn, 2007). Cette détection facilitée des cibles négatives s'est par ailleurs démontrée être un élément clé du maintien de la symptomatologie, étant donné qu'elle augmente le niveau d'anxiété de l'individu et favorise l'utilisation de stratégies de coping inefficaces telle que l'évitement (Cisler & Koster, 2010). De ce fait, un intérêt pour le rôle de ces processus attentionnels en psychopathologie s'est particulièrement développé ces dernières années (Gollan et al., 2016; Heeren & McNally, 2016; Rossignol et al., 2012; Wauthia & Rossignol, 2016). Deux mécanismes complémentaires ont été mis en évidence : un engagement attentionnel facilité envers les informations négatives, apparaissant de manière précoce dans le traitement cognitif; et des difficultés de désengagement attentionnel présentées lorsque les individus doivent déplacer leur attention de la cible négative vers une cible neutre ou positive (Bullock & Bonanno, 2013; Dalgleish et al., 2003; Torrence & Troup, 2018). Ces difficultés ont été mises en lien avec les processus d'inhibition et de flexibilité, lesquels sont assurés par le contrôle attentionnel. La théorie dite du contrôle attentionnel (CA), proposée par Eysenck et ses collaborateurs, postule la coexistence de deux systèmes attentionnels, le premier guidé par les caractéristiques et la saillance émotionnelle des stimuli, et le second dirigé par la tâche et les buts poursuivis (Eysenck, Derakshan, Santos, & Calvo, 2007). L'équilibre entre ces deux systèmes est maintenu par le CA, qui permet d'inhiber le traitement des stimuli non pertinents afin de préserver les ressources attentionnelles (Eysenck & Derakshan, 2011). Les individus anxieux présenteraient un faible niveau de contrôle attentionnel; ils seraient plus facilement distraits par des informations négatives non prédominantes (dénotant de faibles capacités d'inhibition), et seraient incapables de revenir à l'activité en cours de réalisation avant d'avoir été confronté à ces

informations (dénotant de faibles capacités de flexibilité), résultant en un état de détresse ressenti par l'individu et favorisant l'évitement cognitif et comportemental de la source de l'anxiété. De nombreuses caractéristiques cliniques liées aux troubles anxieux ont été étudiées sous le regard de déficits de CA, telles que les inquiétudes, les ruminations, les pensées intrusives, l'hypervigilance, etc. (Bardeen, Tull, Daniel, Evenden, & Stevens, 2016; Fox, Dutton, Yates, Georgiou, & Mouchlianitis, 2015; Hallion, Tolin, Assaf, Goethe, & Diefenbach, 2017; Wauthia & Rossignol, 2016). La complémentarité que représente le réentraînement des capacités de CA et la thérapie cognitivo-comportementale (TCC) est de plus en plus mise en avant dans la littérature par les chercheurs et les cliniciens (Bomyea & Lang, 2012). En effet, tandis que la TCC se centre sur la modification des processus contrôlés, le réentraînement du CA a pour objectif de diminuer certains processus automatiques déficitaires, tels que les biais attentionnels envers l'information menaçante (McDermott & Dozois, 2019). L'évaluation des capacités de CA présente de ce fait un double intérêt d'un point de vue thérapeutique (1) d'un point de vue psychoéducatif, elle permet au patient de mieux comprendre l'origine des difficultés qu'il ressent au quotidien ; (2) elle permet au clinicien d'évaluer l'intérêt de la mise en place d'un programme de réentraînement du CA.

L'Échelle de Contrôle attentionnel (ECA, Derryberry & Reed, 2002) est un auto-questionnaire de 20 items conçu afin d'évaluer ces deux processus en les situant dans des contextes écologiques. Les auteurs ont de ce fait conçu deux sous-échelles à l'ECA : la première, nommée « *Focusing* » est représentée par 7 items visant à mesurer la capacité à maintenir son attention tout en inhibant les distracteurs environnants. La seconde, nommée « *Shifting* » est représentée par 5 items visant à mesurer la capacité à déplacer son attention d'une tâche à une autre (Judah, Grant, Mills, & Lechner, 2013). Ces items (ex. : « Il est très difficile pour moi de me concentrer sur une tâche difficile quand il y a du bruit autour de moi ») sont cotés via une échelle de Likert à 4 niveaux allant de A (presque jamais = 1) à D (toujours = 4). Un score total peut être calculé, celui-ci visant à représenter la manière dont les individus

parviennent à guider leur attention sur des éléments spécifiques de l'environnement, sans être distraits par des informations non pertinentes. Une augmentation de ce score suggère un meilleur CA. A l'heure actuelle, trois études ont étudié les qualités psychométriques de cette échelle. Premièrement, Ólafsson et al. (2011) ont réalisé une traduction islandaise de l'ECA et ont exploré sa structure factorielle. Ils ont obtenu une structure en deux facteurs (*focusing* $\alpha = .82$, composé des items 1, 3, 6, 5, 4, 2, 7, 8, 12 et *shifting* $\alpha = .68$, composé des items 13, 10, 16, 19, 11, 15, 14, 18, 20, 17). L'échelle totale présentait une bonne consistance interne ($\alpha = .84$) et seul l'item 9 a été exclu du score total étant donné son manque de corrélation avec les autres items de l'échelle. Ces auteurs ont également exploré les liens entre l'ECA et les symptômes d'anxiété et de dépression. Deux régressions linéaires hiérarchiques ont permis de mettre en évidence que les symptômes d'anxiété pouvaient être prédits par les scores obtenus à la sous-échelle de concentration, tandis que les scores de dépression pouvaient être prédits par les scores obtenus à la sous-échelle de flexibilité. Par la suite, Reinholdt-Dunne, Mogg et Bradeley (2013) ont répliqué les résultats obtenus par Ólafsson et al. (2011) concernant les modulations de l'ECA par les symptômes anxio-dépressifs (Reinholdt-Dunne, Mogg, & Bradley, 2013). Enfin, Judah et al. (2013) ont réalisé une analyse de la structure factorielle de la version anglaise de l'ECA. Ils ont obtenu une structure en deux facteurs (*focusing* $\alpha = .82$, composé des items 1, 2, 3, 6, 7, 8, 12 et *shifting* $\alpha = .71$, composé des items 10, 13, 17, 18, 19). Judah et al. (2013) ont également répliqué les modulations observées de l'ECA par les symptômes anxio-dépressifs.

Néanmoins, aucune version française de ce questionnaire n'a été conçue et validée jusqu'à présent. La présente étude vise à proposer une traduction validée de l'ECA. Pour ce faire, nous avons réalisé une analyse factorielle exploratoire sur les items de l'ECA. Nous souhaitons ensuite explorer les liens entre l'ECA traduit et les symptômes de dépression et d'anxiété. Dans cet objectif, nous avons conduit deux régressions hiérarchiques entre les sous-échelles de l'ECA et ces symptômes. En accord avec les études précédentes, nous nous attendions à (1) une

structure en deux facteurs de l'ECA, (2) une association spécifique entre la sous-échelle de flexibilité et les symptômes de dépression, et (3) une association spécifique entre la sous-échelle de concentration et les symptômes d'anxiété.

Méthode

Population

Au total, 298 volontaires, répartis en deux échantillons, ont participé à la présente étude. Le premier se compose majoritairement d'adultes ayant rempli une version en ligne de l'ECA, tandis que le second se compose essentiellement d'étudiants ayant complété l'ECA en format papier-crayon avant d'effectuer une tâche non mentionnée dans le présent papier. Après avoir exclu les individus présentant des conditions médicales ou psychiatriques pouvant influencer les résultats obtenus à l'échelle, l'échantillon final s'est composé de 277 individus (194 femmes, 83 hommes). Les caractéristiques globales, ainsi que par échantillon sont présentées dans le Tableau 1.

	Échantillon 1 N = 119		Échantillon 2 N = 158		Total N = 277	
	M	SD	M	SD	M	SD
Âge	32.5	11.6	22.1	5.3	26.4	9.9
Genre	83 F	36 M	111 F	47 M	194 F	83 M
Niveau socio-économique	15.9	2.7	12.9	2.0	14.2	2.8

Tableau 1. Caractéristiques sociodémographiques de l'échantillon

Questionnaires

Échelle de contrôle attentionnel

À l'aide de deux bilingues natifs anglais – français, nous avons traduit la version originale de l'ECA en français. Une première traduction a été réalisée de la version originale au français, suivie d'une

seconde traduction de cette version traduite à l'anglais. Les différences retrouvées entre la version originale et la version anglaise retraduite ont été discutées par les traducteurs jusqu'à ce qu'un consensus soit trouvé.

Inventaire de dépression de Beck, version abrégée – 13 items

L'Inventaire de Dépression de Beck (Beck, Ward, Mendelson, Mock, & Erbaugh, 1961) visant à mesurer la présence de symptômes dépressifs a été traduit en français (Delay, Pichot, Lemperiere, & Mirouze, 1963) et seuls 13 items ont été conservés dans la version abrégée (Beck & Beck, 1972). Chaque item est subdivisé en quatre affirmations cotées de zéro à trois. Chaque item correspond à un symptôme de dépression, et chaque affirmation correspond à la sévérité de ce symptôme. La validité de cette version abrégée a été démontrée (Collet & Cottraux, 1986).

Échelle d'anxiété État – Trait (STAI)

La version française de la STAI a été utilisée. La STAI (Spielberger, Gorsuch, Lushene, Vagg, & Jacobs, 1983) est un auto-questionnaire conçu afin d'évaluer deux composantes différentes de l'anxiété, à savoir l'anxiété-trait et l'anxiété-état. Les participants sont invités à noter chaque phrase sur une échelle de Likert à 4 niveaux (non - plutôt non - plutôt oui - oui). À l'instar de Reinholdt-Dunne, Mogg et Bradeley (2013) et Judah et coll. (2013), deux sous-échelles ont été construites sur base de la STAI : une sous-échelle trait-anxiété (composée des items 22, 28, 29, 31, 37, 38, et 40) et une sous-échelle trait-dépression (composée des items 21, 23–27, 30, 32–36, et 39)

Analyses statistiques

L'ensemble des analyses ont été réalisées via le logiciel IBM – SPSS version 20. Nous nous sommes tout d'abord assurés que les items présentaient un indice de Kaiser-Meyer-Olkin ainsi qu'un score de Bartlett compatibles avec une méthode de calcul factorielle. Le nombre de facteurs à extraire a été décidé suite à l'analyse du diagramme des variances (*scree plot*) et des résultats obtenus suite à une analyse parallèle de Horn. Une analyse factorielle exploratoire a ensuite été conduite avec une rotation d'Oblimin et une normalisation de Kaiser. Enfin, étant donné les fortes corrélations entre les variables d'intérêt, deux régressions hiérarchiques ont permis

d'analyser plus finement les interactions entre les sous-échelles de l'ECA et les symptômes d'anxiété et de dépression. Lors de ces régressions, nous avons choisi de considérer dans un premier temps l'anxiété-trait de la STAI comme mesure d'anxiété et les scores à la BDI-13 comme mesure de la dépression. Dans un second temps, afin de pouvoir comparer nos résultats avec ceux obtenus par Judah et coll. (2013) et Reinholdt-Dunne, Mogg et Bradeley (2013), nous avons reconduit ces régressions avec comme mesure d'anxiété et de dépressions les sous-échelles calculées de la STAI.

Résultats

Analyses préliminaires

Les données récoltées se sont vues compatibles à l'utilisation d'une méthode de calcul factorielle ($KMO=.837$, $Bartlett=.000$). Les moyennes et les écarts-types des scores obtenus aux différents questionnaires sont présentés dans le Tableau 2. Le diagramme des variances ainsi que l'analyse parallèle de Horn suggéraient tous les deux l'extraction de deux facteurs.

Questionnaires	<i>n</i>	α	<i>M</i>	<i>ET</i>
Échelle de Contrôle Attentionnel	272	0.81	53.8	8.4
State Trait Anxiety Inventory - State	263	0.93	40.5	11.7
State Trait Anxiety Inventory - Trait	170	0.89	44.7	10.4
Sous-échelle Trait-Anxiété	170	0.75	15.3	4.2
Sous-échelle Trait-Dépression	170	0.87	29.4	7.1
Beck Depression Inventory – 13 items	119	0.83	8	7.4

Tableau 2. Taille des échantillons, coefficients de consistance interne, moyennes et écarts-types des scores à l'ECA, BDI-13, et STAI

Analyse factorielle exploratoire

La première analyse factorielle a été conduite en extrayant 2 facteurs. Ce modèle en 2 facteurs permet d'expliquer 35,4% de la variance et possède

une très bonne consistance interne ($\alpha = .81$). Le premier facteur, nommé « Concentration » se compose de 10 items. Il permet d'expliquer 28.2% de la variance totale et présente une très bonne consistance interne ($\alpha = .83$). L'item 7 « Quand j'essaie de concentrer mon attention sur quelque chose, j'ai des difficultés à bloquer les pensées distrayantes » représente le mieux ce facteur, avec un poids factoriel de .795. Le second facteur,

nommé « Flexibilité » se compose de 8 items. Il permet d'expliquer 11.8% de la variance totale et possède une bonne consistance interne ($\alpha = .73$). L'item 19 « Il est facile pour moi d'alterner entre deux tâches différentes » représente au mieux ce facteur, avec un poids factoriel de .796. Le Tableau 2 présente les résultats de cette analyse factorielle exploratoire.

Tableau 3. Résultats de l'analyse factorielle exploratoire conduite sur les items de l'Échelle de Contrôle Attentionnel (ECA)

Description des items	Résultats de l'analyse factorielle exploratoire (N=254)		
	Concentration	Flexibilité	h^2
7. Quand j'essaie de concentrer mon attention sur quelque chose, j'ai des difficultés à bloquer les pensées distrayantes	.756	.172	.572
1. Il est très difficile pour moi de me concentrer sur une tâche difficile quand il y a du bruit autour de moi	.750	.098	.565
6. Quand je suis en train de lire ou étudier, je suis facilement distrait s'il y a des gens qui parlent dans la même pièce	.749	.162	.561
3. Quand je travaille dur sur quelque chose, je suis encore perturbé par les événements autour de moi	.717	.106	.515
5. Quand je me concentre, je peux focaliser mon attention pour négliger ce qu'il se passe autour de moi	.715	.272	.529
2. Quand je dois me concentrer et résoudre un problème, j'ai du mal à concentrer mon attention	.675	.218	.463
4. Ma concentration est bonne même quand il y a de la musique dans la chambre autour de moi.	.542	.199	.303
11. Ça me prend un peu de temps pour m'impliquer vraiment dans une tâche.	.516	.325	.318
8. J'ai du mal à me concentrer lorsque je suis excité(e) par rapport à quelque chose	.434	.144	.192
18. Quand une pensée distrayante me vient à l'esprit, il est facile pour moi d'en détourner mon attention	.418	.321	.234
20. Il est difficile pour moi de me défaire d'une façon de penser à quelque chose et de le regarder d'un autre point de vue.	.150	-.063	.031
19. Il est facile pour moi d'alterner entre deux tâches différentes.	.082	.786	.624
10. Je peux rapidement passer d'une tâche à l'autre	.098	.657	.432
17. Après avoir été interrompu ou distrait, je peux facilement déplacer mon attention à ce que je faisais avant.	.308	.598	.395
12. Il est difficile pour moi de coordonner mon attention entre le fait d'écouter et d'écrire, exigé pour prendre des notes pendant les cours	.236	.536	.305
15. J'ai du mal à poursuivre deux conversations simultanément.	.187	.505	.263
13. Je peux devenir intéressé rapidement par un nouveau sujet quand j'en ai besoin	.049	.450	.204
14. Il est facile pour moi de lire ou écrire lorsque je parle aussi au téléphone.	.160	.447	.205
16. J'ai du mal à rapidement amener de nouvelles idées.	.211	.410	.186
9. Quand je me concentre, j'ignore des sensations de faim ou de soif.	.052	-.069	.009

Liens entre les symptômes d'anxiété et de dépression

L'échantillon 1 ayant rempli l'ensemble des questionnaires, il nous a permis de calculer des corrélations entre les différents scores de l'ECA (ECA_{Total} , ECA_{Conc} , ECA_{Flex}), et les symptômes de dépression (BDI-13 et sous-échelle dépression-trait) et d'anxiété (STAI-trait et sous-échelle anxiété-trait). L'ensemble des scores de l'ECA se sont montrés positivement corrélés entre eux ($p < .001$ dans tous les cas) et négativement corrélés aux mesures d'anxiété et de dépression ($.001 < p < .005$ dans tous les cas) à l'exception des scores de l' ECA_{Flex} qui ne se voit pas significativement corrélée à la sous-échelle anxiété-trait issue de la STAI ($r = -.118, p > .05$).

Le Tableau 4 présente les résultats des deux régressions ayant été menées en considérant l'anxiété-trait mesurée par la STAI et la dépression mesurée par la BDI-13. Celles-ci nous indiquent qu'en contrôlant les données démographiques (âge et niveau d'étude) ainsi que les niveaux d'anxiété, la sous-échelle de flexibilité de l'ECA apporte une contribution significative au modèle de prédiction des scores de dépression ($\Delta R^2 = .633, t = -2.845, \beta = -.195, p = 0.005$). De plus, en contrôlant les données démographiques (âge et niveau d'étude) ainsi que les niveaux de dépression, c'est au contraire la sous-échelle de concentration de l'ECA qui apporte une contribution significative au modèle de prédiction des scores d'anxiété ($\Delta R^2 = .653, t = -2.822, \beta = -.195, p = 0.006$). Nous avons obtenu des résultats similaires avec les sous-échelles issues de la STAI, la sous-échelle de concentration apportant une contribution significative au modèle de prédiction des scores de dépression ($\Delta R^2 = .484, t = -2.452, \beta = -.154, p = 0.015$), tandis que la sous-échelle de flexibilité étant liée aux scores d'anxiété ($\Delta R^2 = .499, t = -2.048, \beta = -.133, p = 0.042$).

Variables	Index			
	B	SE B	β	t
Variable dépendante : dépression (BDI-13)				
<i>Étape 1 : ($R^2 = .047$)</i>				
Genre	-.866	1.091	-	-.794
Âge	-.090	.043	.075	-2.085*
<i>Étape 2 : ($R^2 = .604^{**}$)</i>				
Anxiété	.367	.03	.787	12.210**
<i>Étape 3 : ($R^2 = .633^*$)</i>				
Concentration	.093	.068	.1	1.375
Flexibilité	-.255	.09	-	-2.845**
<i>Étape 4 : ($R^2 = .653^*$)</i>				
Variable dépendante : anxiété (STAI-T)				
<i>Étape 1 : ($R^2 = .101^{**}$)</i>				
Genre	-	2.273	-	-1.583
Âge	3.599	.09	.145	-2.961**
<i>Étape 2 : ($R^2 = .626^{**}$)</i>				
Dépression	1.593	.130	.743	12.210**
<i>Étape 3 : ($R^2 = .653^*$)</i>				
Concentration	-.386	.137	-	-2.822*
Flexibilité	.264	.192	.195	1.371
<i>Étape 4 : ($R^2 = .653^*$)</i>				

* = $p < .05$, ** = $p < .001$

Tableau 4. Résultat des régressions hiérarchiques réalisées sur base des sous-échelles de Concentration et Flexibilité afin de prédire les symptômes d'anxiété et de dépression tels qu'évalués par la STAI-Trait et la BDI-13.

Discussion

Cette étude visait à démontrer que la version française de l'ECA présente une structure en deux facteurs, lesquels entretiennent des associations

spécifiques avec les symptômes de dépression et l'anxiété. Conformément à nos hypothèses, les résultats ont démontré l'existence d'un premier facteur « Concentration » et d'un second « Flexibilité » au sein de l'ECA, lesquels sont négativement corrélés avec les symptômes d'anxiété et de dépression. Ces résultats sont en accord avec la théorie du contrôle attentionnel (Eysenck et al., 2007), selon laquelle les symptômes de dépression et d'anxiété sont liés à de plus faibles capacités de CA (Bardeen et al., 2016; Fox et al., 2015; Hallion et al., 2017; Wauthia & Rossignol, 2016). La traduction réalisée de l'ECA semble donc sensible à la psychopathologie présentée par le répondant. Cependant, certaines spécificités de la version française sont à souligner. Dans leur article, Judah et coll. relevaient des différences dans le nombre d'items composant les facteurs de l'ECA par rapport à la version islandaise Ólafsson et coll. (2011). Notre traduction française se rapproche davantage de la version islandaise, avec un nombre d'items par facteur plus important que la version anglaise. Nous notons également que les items 12 (« Il est difficile pour moi de coordonner mon attention entre le fait d'écouter et d'écrire, exigé pour prendre des notes pendant les cours ») et 18 (« Quand une pensée distrayante me vient à l'esprit, il est facile pour moi d'en détourner mon attention ») contribuent tous les deux aux échelles opposées par rapport aux versions anglaises et islandaises. L'item 12 se situe dans notre étude dans le facteur « Flexibilité », alors qu'il se situait dans le facteur « Concentration » dans les autres études. Nous émettons l'hypothèse que le sens de la traduction française de l'item tend à mettre en avant l'aspect de double tâche dans l'item 12, tandis que l'aspect de gestion attentionnelle ressort davantage dans la version anglaise de cet item. Cette différence sémantique impliquerait, selon nous, le changement de facteur et expliquerait que le sens de la sous-échelle en question ne s'en voit pas affecté (Beaton, Bombardier, Guillemin, & Ferraz, 2000). Une interprétation similaire a été conduite pour l'item 18 qui se situe dans notre étude dans le facteur « Concentration ». Une analyse factorielle confirmatoire permettra de comparer l'ajustement au modèle proposé dans

cette étude avec celui issu des modèles présentés par les autres études.

Ensuite, les sous-échelles de l'ECA sont modulées par les symptômes d'anxiété et de dépression de la même manière que l'échelle originale. En effet, tandis que les symptômes de dépressions sont sensibles aux scores de la sous-échelle de flexibilité, les symptômes d'anxiété sont plus sensibles aux résultats obtenus à la sous-échelle de concentration. Ces résultats sont en accord avec ceux exposés dans les versions anglaises et islandaises précédemment citées, ainsi qu'avec la littérature cognitivo-comportementale spécialisée dans l'analyse des biais cognitifs dans les troubles anxieux et dépressifs (Cisler & Koster, 2010; Schoorl, Putman, Van Der Werff, & Van Der Does, 2014). Selon ces recherches, les troubles dépressifs présenteraient plus à l'avant-plan une problématique de rumination, laquelle serait davantage liée à un déficit de flexibilité mentale (représenté par la sous-échelle de Flexibilité de l'ECA), tandis que les troubles anxieux se caractériseraient davantage par des symptômes d'hypervigilance envers les informations menaçantes, lequel serait plus lié à un déficit d'inhibition (représenté par la sous-échelle de Concentration de l'ECA).

Limitations

La limitation principale de notre étude est l'utilisation de la BDI-13 afin d'évaluer les symptômes de dépression. En effet, bien que cette échelle soit encore utilisée dans de nombreuses études récentes (Bolduc, Bigras, Daspe, Hébert, & Godbout, 2018; Loas, Lefebvre, Rotsaert, & Englert, 2018; Nizet, Montana, Lanquart, & Loas, 2018; Sala, Camart, Derval, & Rambaud, 2018), un regard critique doit être porté sur les niveaux de symptômes évalués à l'aide de cette échelle.

Une seconde limitation de notre étude se situe dans les différences d'effectifs au sein de nos questionnaires. Bien que tous les sujets aient rempli l'ECA, nous avons retrouvé une grande disparité dans la complétion de la BDI-13 et de la STAI. Étant donné que l'échantillon 1 a été recruté via un questionnaire en ligne, ils étaient libres de quitter la passation à tout moment.

Conclusion

La présente échelle offre une évaluation spécifique de deux processus exécutifs du contrôle attentionnel, lesquels seraient différemment impactés dans les troubles anxieux et dépressifs. Cette échelle peut de ce fait fournir au chercheur une mesure valide et spécifique des capacités de contrôle attentionnel, et au clinicien des exemples concrets et écologiques de difficultés pouvant être présentées par ses patients. L'ECA se verrait donc être une base de travail intéressante dans des buts de psychoéducation et de remédiation cognitive.

Bibliographie

- Bardeen, J. R., Tull, M. T., Daniel, T. A., Evenden, J., & Stevens, E. N. (2016). A Preliminary Investigation of the Time Course of Attention Bias Variability in Posttraumatic Stress Disorder: The Moderating Role of Attentional Control. *Behaviour Change*, 33(2).
- Bar-Haim, Y., Lamy, D., Pergamin, L., Bakermans-Kranenburg, M. J., & van IJzendoorn, M. H. (2007). Threat-related attentional bias in anxious and nonanxious individuals: A meta-analytic study. *Psychological Bulletin*, 133(1), 1–24. <https://doi.org/10.1037/0033-2909.133.1.1>
- Beaton, D. E., Bombardier, C., Guillemin, F., & Ferraz, M. B. (2000). Guidelines for the process of cross-cultural adaptation of self-report measures. *Spine*, 25(24), 3186–3191.
- Beck, A. T., & Beck, R. W. (1972). Screening depressed patients in family practice. A rapid technic. *Postgrad Med*, 52, 81–85.
- Beck, A. T., Ward, C. H., Mendelson, M., Mock, J., & Erbaugh, J. (1961). An inventory for measuring depression. *Archives of General Psychiatry*, 4, 561–571.
- Bolduc, R., Bigras, N., Daspe, M.-È., Hébert, M., & Godbout, N. (2018). Childhood Cumulative Trauma and Depressive Symptoms in Adulthood: The Role of Mindfulness and Dissociation. *Mindfulness*, 9(5), 1594–1603. <https://doi.org/10.1007/s12671-018-0906-3>
- Bomyea, J., & Lang, A. J. (2012). Emerging interventions for PTSD: Future directions for clinical care and research. *Neuropharmacology*, 62(2), 607–616. <https://doi.org/10.1016/j.neuropharm.2011.05.028>
- Bullock, A., & Bonanno, G. (2013). Attentional Bias and Complicated Grief: A Primed Dot-Probe Task with Emotional Faces. *Journal of Experimental Psychopathology*, 4(2), 194–207. <https://doi.org/10.5127/jep.020411>
- Cisler, J. M., & Koster, E. H. W. (2010). Mechanisms of attentional biases towards threat in anxiety disorders: An integrative review. *Clinical Psychology Review*, 30(2), 203–216. <https://doi.org/10.1016/j.cpr.2009.11.003>
- Collet, L., & 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. [The shortened Beck Depression Inventory: Study of the concurrent validity with the Hamilton Depression Rating Scale and the Widlöcher retardation Rating Scale.]. *L'Encéphale: Revue de Psychiatrie Clinique Biologique et Thérapeutique*, 12(2), 77–79.
- Dalgleish, T., Taghavi, R., Neshat-Doost, H., Moradi, A., Canterbury, R., & Yule, W. (2003). Patterns of processing bias for emotional information across clinical disorders: A comparison of attention, memory, and prospective cognition in children and adolescents with depression, generalized anxiety, and posttraumatic stress disorder. *Journal of Clinical Child and Adolescent Psychology*, 32(1), 10–21.
- Delay, J., Pichot, P., Lemperiere, T., & Mirouze, R. (1963). La nosologie des états dépressifs. Rapports entre l'étiologie et la sémiologie: II. Résultats du questionnaire de Beck. [The nosology of the depressive states: Relations between etiology and semiology: II. Results of Beck's questionnaire.]. *L'Encéphale: Revue de Psychiatrie Clinique Biologique et Thérapeutique*, 52(6), 497–504.
- Derryberry, D., & Reed, M. A. (2002). Anxiety-related attentional biases and their regulation by attentional control. *Journal*

- of *Abnormal Psychology*, 111(2), 225–236.
<https://doi.org/10.1037//0021-843X.111.2.225>
- Eysenck, M. W., & Derakshan, N. (2011). New perspectives in attentional control theory. *Personality and Individual Differences*, 50(7), 955–960.
<https://doi.org/10.1016/j.paid.2010.08.019>
- Eysenck, M. W., Derakshan, N., Santos, R., & Calvo, M. G. (2007). Anxiety and cognitive performance: Attentional control theory. *Emotion*, 7(2), 336–353.
<https://doi.org/10.1037/1528-3542.7.2.336>
- Fox, E., Dutton, K., Yates, A., Georgiou, G. A., & Mouchlianitis, E. (2015). Attentional Control and Suppressing Negative Thought Intrusions in Pathological Worry. *Clinical Psychological Science*, 3(4), 593–606.
<https://doi.org/10.1177/2167702615575878>
- Gollan, J. K., Hoxha, D., Hunnicutt-Ferguson, K., Norris, C. J., Rosebrock, L., Sankin, L., & Cacioppo, J. (2016). Twice the negativity bias and half the positivity offset: Evaluative responses to emotional information in depression. *Journal of Behavior Therapy and Experimental Psychiatry*, 52, 166–170.
<https://doi.org/10.1016/j.jbtep.2015.09.005>
- Hallion, L. S., Tolin, D. F., Assaf, M., Goethe, J., & Diefenbach, G. J. (2017). Cognitive Control in Generalized Anxiety Disorder: Relation of Inhibition Impairments to Worry and Anxiety Severity. *Cognitive Therapy and Research*, 41(4), 610–618.
<https://doi.org/10.1007/s10608-017-9832-2>
- Heeren, A., & McNally, R. J. (2016). An integrative network approach to social anxiety disorder: The complex dynamic interplay among attentional bias for threat, attentional control, and symptoms. *Journal of Anxiety Disorders*, 42, 95–104.
<https://doi.org/10.1016/j.janxdis.2016.06.009>
- Judah, M. R., Grant, D. M., Mills, A. C., & Lechner, W. V. (2013). Factor structure and validation of the attentional control scale. *Cognition and Emotion*, 28(3), 433–451.
<https://doi.org/10.1080/02699931.2013.835254>
- Loas, G., Lefebvre, G., Rotsaert, M., & Englert, Y. (2018). Relationships between anhedonia, suicidal ideation and suicide attempts in a large sample of physicians. *PLOS ONE*, 13(3), e0193619.
<https://doi.org/10.1371/journal.pone.0193619>
- McDermott, R., & Dozois, D. J. A. (2019). A randomized controlled trial of Internet-delivered CBT and attention bias modification for early intervention of depression. *Journal of Experimental Psychopathology*, 10(2), 204380871984250.
<https://doi.org/10.1177/2043808719842502>
- Nizet, L., Montana, X., Lanquart, J.-P., & Loas, G. (2018). Research into an Association between Anhedonia and Decreased REM Latency in Moderately to Severely Depressed Patients. *Sleep Disorders*, 2018, 1–6.
<https://doi.org/10.1155/2018/1636574>
- Reinholdt-Dunne, M. L., Mogg, K., & Bradley, B. P. (2013). Attention control: Relationships between self-report and behavioural measures, and symptoms of anxiety and depression. *Cognition & Emotion*, 27(3), 430–440.
<https://doi.org/10.1080/02699931.2012.715081>
- Rossignol, M., Campanella, S., Maurage, P., Heeren, A., Falbo, L., & Philippot, P. (2012). Enhanced perceptual responses during visual processing of facial stimuli in young socially anxious individuals. *Neuroscience Letters*, 526(1), 68–73.
<https://doi.org/10.1016/j.neulet.2012.07.045>
- Sala, L., Camart, N., Derval, A., & Rambaud, D. (2018). Résultats préliminaires d'une thérapie cognitive basée sur la pleine conscience (MBCT) appliquée à un groupe de patients phobiques sociaux. *Annales*

- Médico-psychologiques, revue
psychiatrique*, 176(5), 495–500.
<https://doi.org/10.1016/j.amp.2017.06.003>
- Schoorl, M., Putman, P., Van Der Werff, S., & Van Der Does, A. J. W. (2014). Attentional bias and attentional control in Posttraumatic Stress Disorder. *Journal of Anxiety Disorders*, 28(2), 203–210.
<https://doi.org/10.1016/j.janxdis.2013.10.001>
- Spielberger, C. D., Gorsuch, R. L., Lushene, R., Vagg, P. R., & Jacobs, G. A. (1983). *Manual for the state-trait anxiety inventory (form Y): Self-evaluation questionnaire*. Palo Alto, CA: Consulting Psychologists Press.
- Torrence, R. D., & Troup, L. J. (2018). Event-related potentials of attentional bias toward faces in the dot-probe task: A systematic review. *Psychophysiology*, 55(6), e13051.
<https://doi.org/10.1111/psyp.13051>
- Wauthia, E., & Rossignol, M. (2016). Emotional Processing and Attention Control Impairments in Children with Anxiety: An Integrative Review of Event-Related Potentials Findings. *Frontiers in Psychology*, 7.
<https://doi.org/10.3389/fpsyg.2016.00562>

Reçu le
25 janvier 2019
et accepté le
11 juin 2019
