Journal of
Modern Psychological Researches Vol. 17, Issue. 67, Autumn 2022

Research Paper

Psychometric Properties of Attention to Emotion Scale in Iranian Adult Population

Amin Rahmati[1]*, Morteza Omidian[2], Erfan Khorshidian Mianaei[3]

1. MS.c student. Department of Clinical Psychology, Shiraz University, Shiraz, Iran (corresponding Author).
2. Associate Professor. Department of Educational Psychology, Shahid Chamran University of Ahvaz, Ahvaz, Iran.
3. MS.c student. Department of Clinical Psychology, Shiraz University, Shiraz, Iran.

DOI: 10.22034/JMPR.2022.15295
DOR: 20.1001.1.27173852.1401.17.67.4.6
URL: https://psychologyj.tabrizu.ac.ir/article_15295.html

ARTICLE INFO

Keywords:
Attention to emotions, Voluntary attention to emotions, Involuntary attention to emotions.

Received: 2021/11/24
Accepted: 2022/02/19
Available: 2022/12/21

ABSTRACT

Attention to emotions is one of the basic components in the field of psychopathology and with clarity of emotion make a wider frame work of emotion awareness. Paying tt tttt inn to emotioss taat swwww tee maauure ff tee rrr ’’’’ s ooeeern ddd nnntrol on ii s or her tensions and emotions, is made of two sub scales including involuntary and voluntary attention to emotions. This scale is designed to reach the goal of measuring this event. And its psychometric feature is confirmed in non-Iranian population. But it hss’’ t been ieeett iaatdd in Iriii nn uuuuuatinn eet. Therefore, the aim of this study was to investigate the psychometric properties of this scale in the Iranian population. In the recent study 263 people answered the questionnaire that includes attention to emotion scale, Pennsylvania scale, depression, anxiety and stress scale, and also positive and negative emotions with the method of available sampling. Finally, the result data was aaalyeed uii gg Craaaa’’’ s ll aaa tt atitt iaal nnll yii s, ffff irmatrr y fccts alll iii s ddd rrrr srr rrr reltt inn tsst. hhe fiaal mnottt in tee eee etiiiiii ie ss igg Crbbbcch’a alaaa was: 0/752. In addition to check the structure of the questionnaire by confirmatory factor analysis was used and the result of the study shows a desirable suitability of parameters. (RMSEA = 0/055, CFI = 0/925, GFI = 0/928, CMIN/DF= 1/777). This questionnaire like the English version contains a desirable psychometric parameter including two factors: involuntary and Voluntary attention to emotions in Iranian population. It just needs to eliminate one item (item 9 because of lacking significance difference) and it can be used as a reliable tool for the future research.

*** Corresponding Author:** Amin Rahmati
E-mail: Amin2016Rahmati@gmail.com

مقاله پژوهشی

تعیین ویژگی‌های روان‌سنجی مقیاس توجه به هیجانات در جمعیت بزرگسالان ایرانی

امین رحمتی*[۱]، مرتضی امیدیان[۲]، عرفان خورشیدیان میانائی[۳]

۱. دانشجوی کارشناسی ارشد روانشناسی بالینی، گروه روانشناسی بالینی، دانشکده علوم تربیتی و روانشناسی، دانشگاه شیراز، شیراز، ایران .
۲. دانشیار، گروه روانشناسی تربیتی، دانشکده علوم تربیتی و روانشناسی، دانشگاه شهید چمران اهواز، اهواز، ایران.
۳. دانشجوی کارشناسی ارشد روانشناسی بالینی، گروه روانشناسی بالینی، دانشکده علوم تربیتی و روانشناسی، دانشگاه شیراز، شیراز، ایران.

DOI: 10.22034/JMPR.2022.15295
DOR: 20.1001.1.27173852.1401.17.67.4.6
URL: https://psychologyj.tabrizu.ac.ir/article_15295.html

مشخصات مقاله

کلیدواژه‌ها:
توجه به هیجانات،
توجه ارادی به هیجانات،
توجه غیرارادی به هیجانات

دریافت شده: ۱۴۰۰/۰۹/۰۳
پذیرفته شده: ۱۴۰۰/۱۱/۳۰
منتشر شده: ۱۴۰۱/۰۹/۳۰

چکیده

توجه به هیجانات از ابعاد زیربنایی درزمینه‌ی آسیب‌شناسی روانی است که به همراه شفافیت هیجانی سازه‌ی جامع‌تر آگاهی هیجانی را شکل می‌دهند. توجه به هیجانات خود از دو زیر مقیاس توجه ارادی و غیرارادی به هیجانات تشکیل شده است که به میزان توجه و نظارتی که فرد بر هیجانات و عواطفش دارد اشاره دارد. این مقیاس با هدف اندازه‌گیری این پدیده طراحی‌شده است و ویژگی‌های روان‌سنجی آن در جمعیت غیر ایرانی مورد تائید قرارگرفته است؛ اما تاکنون در جمعیت ایرانی بررسی نشده است؛ بنابراین هدف پژوهش حاضر بررسی ویژگی‌های روان‌سنجی این مقیاس در جمعیت ایرانی بود. در پژوهش حاضر ۲۶۳ نفر به شیوه‌ی نمونه‌گیری در دسترس به پرسشنامه‌های پژوهش که شامل مقیاس توجه به هیجانات، نگرانی پنسیلوانیا، مقیاس افسردگی، اضطراب و استرس و همچنین مقیاس عواطف مثبت و منفی پاسخ گفتند. نهایتاً داده‌های حاصل با استفاده از تحلیل‌های آماری آلفای کرونباخ، تحلیل عاملی تأییدی و آزمون همبستگی پیرسون مورد تجزیه و تحلیل قرار گرفتند. مقدار پایایی پرسشنامه با استفاده از آلفای کرونباخ برابر با ۰/۷۵۲ به دست آمد. همچنین برای بررسی ساختار پرسشنامه از تحلیل عاملی تأییدی استفاده شد که نتایج مطالعه نشان‌دهنده‌ی برازندگی مطلوب شاخص‌ها (RMSEA=۰/۰۵۵، CFI=۰/۹۲۵، GFI=۰/۹۲۸، CMIN/DF=۱/۷۷۷) بود. این پرسشنامه تنها با حذف یک گویه (گویه شماره ۹ به دلیل فقدان معناداری) و همانند نسخه‌ی انگلیسی با در برگرفتن دو عامل توجه ارادی و غیرارادی به هیجانات؛ در جامعه‌ی ایرانی نیز از شاخص‌های روان‌سنجی قابل قبولی برخوردار است.

* نویسنده مسئول: امین رحمتی

رایانامه: Amin2016Rahmati@gmail.com

مقدمه

هیجان و مولفه‌های مرتبط با آن از موضوعات مورد توجه روانشناسان در حوزه‌های مختلف است. پژوهش‌های پیشین مشخص کرده‌اند که سازه‌های هیجانی مانند تجربه‌ی هیجانی[1]، ناگویی هیجانی[2] و هوش هیجانی از مؤلفه‌ها و ابعاد زیر بنایی متفاوتی ایجادشده‌اند (تایلر، بوودن و تامپسون، ۲۰۱۵؛ بوجانو، بودنشاتز، زیمانسکا و کرستینگ، ۲۰۲۰؛ گوهم و کلوره، ۲۰۰۰؛ پالمیری، بوودن و برنباوم، ۲۰۰۹). دو بعد وضوح هیجانی[3] و توجه به هیجانات[4] در کنار یکدیگر سازه کلی‌تر آگاهی هیجانی[5] را می‌سازند (بوودن و تامپسون، ۲۰۱۵؛ ۲۰۱۷؛ ۲۰۱۹). مدل و چهارچوب نظری سازه‌هایی مانند ناگویی هیجانی، آگاهی هیجانی و هوش هیجانی نشانگر تمایز بین وضوح هیجانی و توجه به هیجانات است. به صورتی که وضوح هیجانی به‌عنوان یک فرادانش نسبت به هیجانات و توجه به هیجانات به‌عنوان میزان توجه، نظارت، اندیشیدن و بهایی که فرد برای عواطف و هیجاناتش قائل است تعریف می‌شود (بودن و تامپسون،۲۰۱۷؛ سالووی، مایر، گولدمن و همکاران، ۱۹۹۵). این تمایز همانند تمایزی است که به‌صورت وسیع‌تر بین توجه و بازنمایی ذهنی وجود دارد (استرنبرگ و استرنبرگ، ۲۰۰۹). برای مثال توجه به هیجانات همبستگی بیشتری با شدت هیجانات دارد و شفافیت هیجانی نیز همبستگی بالاتری با تنوع هیجانی دارد (تامپسون، دایزن، برنباوم، ۲۰۰۹). شواهد قابل توجهی تمایز بین دو سازه توجه به هیجان و شفافیت هیجانی را مشخص کرده‌اند. به عنوان مثال، این دو سازه به طور متفاوتی با ابعاد مختلف شخصیت (کافی، برنباوم و کرنز، ۲۰۰۳) مرتبط هستند و تأثیرات متفاوتی بر تصمیم‌گیری (کوون، ۲۰۱۱)، سبک‌های مقابله (گوهم و کلوره، ۲۰۰۲)، بهزیستی عاطفی (اکسترما، سالگوئرو و بروکال، ۲۰۱۱) و آسیب شناسی روانی (بوودن و تامپسون، ۲۰۱۵) دارند.

سازه توجه به هیجان برای مدل‌های آسیب‌شناسی روانی اهمیت ویژه‌ای دارد و اغلب از طریق تأثیراتش بر تنظیم هیجان[6] با آسیب‌شناسی روانی مرتبط می‌شود (بارت و گراس، ۲۰۰۱). ادبیات موجود پژوهشی مشخص ساخته است که سازه توجه به هیجانات به‌عنوان عامل زیر بنایی آگاهی هیجانی و دیگر سازه‌ها و هم به‌صورت مستقل با دامنه‌ی وسیعی از پدیده‌ها و زمینه‌های روان‌شناختی از آسیب‌شناسی روانی (بوودن و تامپسون، ۲۰۱۵؛ کرینگ، ۲۰۰۸) گرفته تا تفکر جادویی (برنباوم، بوودن و باکر، ۲۰۰۹)، شدت هیجان[7] (تامپسون، ماتا، جائجی، بوشکوهل و همکاران، ۲۰۱۱) تنظیم هیجان(گوهم و کلوره، ۲۰۰۲؛ گروس و تامپسون، ۲۰۰۷) ذهن آگاهی (گودال،ترجنوسکا و دارلینگ، ۲۰۱۲) و خوردن هیجانی[8] (مون و برنباوم، ۲۰۰۹) مرتبط است.

بنابراین توجه پژوهشی نسبت به این امر که چرا افراد به هیجاناتشان توجه می‌کنند و چرا اساساً در این امر شاهد تفاوت‌های فردی هستیم اهمیت دوچندان می‌یابد. در این راستا چندین ابزار تأییدشده برای سنجش توجه و وضوح هیجانی وجود دارد که عبارت‌اند از مقیاس دشواری در تنظیم هیجانات [DERS][9] (گرتس و رومر، ۲۰۰۴) مقیاس صفت فراخلق [TMMS][10] (سالووی و همکاران،۱۹۹۵) و مقیاس ناگویی هیجانی تورنتو [TAS][11] (بابی، پارکر و تیلور،۱۹۹۴).

ادبیات پژوهشی در حوزه‌ی توجه به هیجانات دارای تناقضات و خلأهای پژوهشی بسیاری است برای مثال پژوهش‌هایی که به سنجش رابطه‌ی بین توجه به هیجانات و نگرانی پرداخته‌اند به دو نتیجه‌ی متناقض دست‌یافته‌اند. درحالی‌که دسته‌ای از مطالعات به این نتیجه رسیده‌اند که نگرانی (اختلال اضطراب فراگیر که عمده‌ترین نشانه‌ی آن نگرانی مفرط است) با توجه به هیجانات مرتبط نیست (سالترز، رومر، تال، راکر و منین، ۲۰۰۶) دسته دیگری از پژوهش‌ها به این نتیجه رسیده‌اند که سطوح بالاتر نگرانی با سطوح بالاتر توجه به هیجانات مرتبط است (لویس، برانکو، رایلا و جورمن، ۲۰۱۹؛ برنباوم، بردمیر، تامپسون و بودن، ۲۰۱۲). در مثالی دیگر می‌توان به بررسی رابطه بین افسردگی و توجه به هیجانات و نتایج متناقض پژوهش‌ها در این زمینه پرداخت. منین، هیمبرگ، ترک و فرسکو (۲۰۰۵) در پژوهش خود به این نتیجه دست یافتند که افراد با سطوح بالاتر افسردگی تمایل به گزارش سطوح پایین‌تری از توجه به هیجانات دارند. درصورتی‌که لواس در تحقیقی دیگر دریافت که افراد مبتلا به افسردگی اساسی تفاوت معناداری در تفکر متمایل به بیرون (که پژوهش‌ها نشان داده‌اند همبستگی قوی منفی با توجه به هیجانات دارد) با افراد بهنجار ندارند (لواس، ۱۹۹۸). همچنین پژوهش‌هایی که به ارتباط بین توجه به هیجان و اضطراب پرداخته‌اند نیز به نتایج متناقضی دست یافته‌اند. برخی مطالعات ارتباط بین توجه به هیجان و اضطراب را تایید کرده‌اند (بنفر، بوردین و فرگوس، ۲۰۱۷) و در مقابل پژوهشی که توسط سالووی و همکاران (۲۰۰۲) انجام شده است هیچ ارتباطی را بین توجه به هیجان و اضطراب نشان نمی‌دهد.

همچنین مطالعاتی مشخص ساخته‌اند که گاهی اوقات افراد آگاهانه، برنامه‌ریزی‌شده و ارادی تصمیم می‌گیرند تا به عواطف خود توجه کنند، در حالی که در برخی مواقع ممکن است بدون اینکه برای این کار برنامه‌ریزی کنند توجه آن‌ها به عواطف خودشان جلب شود (کرنز و برنبام، ۲۰۱۰). توجه به هیجان به صورت ارادی[12] و غیر ارادی[13] در اختلالات روانشناختی نیز نقش ایفا می‌کند. برای مثال در افرادی که مستعد افسردگی هستند، قرار گرفتن در معرض استرس منجر به برانگیختگی شناختی و عاطفی می‌شود که تمرکز توجه را نسبت به اطلاعات منفی مرتبط با استرس محدود می‌کند و کنترل فرد را مختل می‌کند (کمپس، کنر، اساویکی و ولچ، ۱۹۹۷).

در این جهت هوآنگ، برنباوم و چاوو (۲۰۱۳) در پژوهششان برای پاسخ به تناقضات و خلأهای پژوهشی فوق‌الذکر دست به طراحی یک مقیاس

1. emotional experience
2. alexithymia
3. clarity of emotion
4 Attention to emotion
5. emotional awareness
6. Emotion regulation
7. affect intensity
8. emotional eating
9. Difficulties in Emotion Regulation Scale
10. Trait Meta Mood Scale
11. Toronto Alexithymia Scale
12. voluntary attention to emotion
13. involuntary attention to emotion

اندازه‌گیری اختصاصی برای توجه به هیجانات زدند. تا بتوانند از این طریق علاوه بر یکپارچه کردن ابزارهای سنجش در این حوزه و پوشش ناهماهنگی‌های حاصل از استفاده از ابزارهای متفاوت که عموماً به سنجش غیرمستقیم توجه به هیجانات می‌پردازند همچنین این احتمال که ممکن است افراد دست به توجه ارادی و غیرارادی به هیجاناتشان بزنند را مورد کنکاش قرار دهند؛ نهایتاً بررسی آن‌ها نشان داد که افراد گاهی به‌صورت هشیارانه و هدفمند به هیجاناتشان توجه می‌کنند و گاهی نیز بدون اراده‌ی هدفمند ممکن است توجهشان به هیجاناتشان معطوف شود. همچنین آن‌ها دریافتند توجه ارادی و غیرارادی به هیجانات به طور متفاوتی با سطوح نگرانی (علامت اصلی اختلال اضطراب فراگیر) و علائم افسردگی مرتبط هستند، به طوری که توجه به هیجان غیر ارادی به طور مثبت با علائم نگرانی و افسردگی مرتبط است، و در مقابل توجه به هیجان ارادی تنها با علائم افسردگی مرتبط بوده است (هوآنگ، برنباوم و چاوو،۲۰۱۳؛ بودن و تامپسون، ۲۰۱۷).

بنابراین ازاین‌روی که طراحی این پرسشنامه (و تقسیم توجه به هیجانات به مؤلفه‌های ارادی و غیرارادی) نقش بسزایی در تبین و حل تناقضات پژوهشی در این حوزه داشته (بنفر، باردین و فرگوس، ۲۰۱۷؛ هوآنگ، برنباوم و چاوو،۲۰۱۳) و با توجه به این نکته که بررسی‌های انجام‌شده در این زمینه محدود به مطالعات خارج از کشور است و تاکنون ویژگی‌های روان‌سنجی مقیاس توجه به هیجانات در جامعه ایرانی مورد مطالعه قرار نگرفته است و ابزارهای موجود در این زمینه محدود به سازه‌هایی است که توجه به هیجان را بصورت مستقیم مورد بررسی قرار نمی‌دهند؛ پژوهش حاضر باهدف تعیین روایی و اعتبار اولیه و مقدماتی این مقیاس و ایجاد امکان پژوهش در این زمینه به انجام رسیده است.

روش

طرح پژوهش حاضر توصیفی_همبستگی و از نوع اعتبار یابی است؛ که در آن برای اعتبار یابی از روش تحلیل عامل تأییدی و از همبستگی ساده به‌منظور اعتبار سازه بین سازه‌های مشابه و از آلفای کرونباخ برای پایایی آزمون استفاده شده است. جامعه آماری پژوهش حاضر دانشجویان و کارکنان دانشگاه اصفهان بودند. با توجه به شرایط شیوع کرونا و عدم دسترسی مستقیم به شرکت‌کنندگان، پس از اشتراک‌گذاری پرسشنامه به‌صورت آنلاین، ۲۶۳ نفر به پرسشنامه‌ی آنلاین این پژوهش پاسخ دادند (نمونه‌گیری در دسترس). بازه‌ی سنی این افراد بین ۱۷ تا ۶۶ سال بود (با میانگین ۲۹/۴ و انحراف استاندارد ۱۰/۱۹) که ازاین‌بین ۳۴/۶ درصد را مردان و ۶۵/۴ درصد را زنان در برمی‌گرفتند. قابل‌ذکر است که ۶۴/۵ درصد جمعیت نمونه مجرد و ۳۵/۵ درصد هم متأهل بودند و همچنین دامنه تحصیلات اکثریت پاسخ‌دهندگان نیز در سطح کارشناسی بود (دیپلم: ۰/۹ درصد، کارشناسی: ۵۷/۱ درصد، کارشناسی ارشد: ۳۲/۸ درصد، دکتری: ۹/۲).

حجم نمونه پژوهش حاضر براساس پیشهاد بریانت و یارنولد (۱۹۹۵)، به این صورت که به ازای هر گویه حداقل ۵ آزمودنی انتخاب شود تعیین شده است. همچنین هومن و عسگری (۱۳۸۴) حداقل و حداکثر نمونه مناسب برای پژوهش‌های تحلیلی را به ترتیب ۲۵۰ و ۵۰۰ نفر پیشنهاد می‌دهند. همچنین به دلیل اینکه اعتباریابی مقیاس حاضر در مراحل ابتدایی و مقدماتی قرار دارد از حجم نمونه بالا استفاده نشده است. لازم به ذکر است در مطالعه هوانگ و همکاران (۲۰۱۳) که مطالعه اصلی مربوط به این مقیاس است نیز به دلیل اعتباریابی اولیه از حجم نمونه پایین (۱۶۶ آزمودنی) استفاده شده است. بر همین اساس حجم نمونه پژوهش حاضر برای هر یک از گویه‌های مقیاس مورد نظر ۱۷ نفر تعیین و در نهایت ۲۶۳ آزمودنی در پژوهش شرکت داده شدند. برای جلوگیری از کاهش حجم نمونه در پژوهش، تعداد بیشتری آزمودنی در پژوهش شرکت داده شدند.

ابزار

سؤال‌ها علاوه بر اطلاعات جمعیت شناختی پرسشنامه‌های زیر را هم در بر می‌گیرد:

مقیاس توجه به هیجانات (AES[1]): نسخه‌ی اصلی سنجه‌ی توجه به هیجانات دو مؤلفه‌ی توجه ارادی به هیجانات که شامل ۸ گویه می‌شود ۶ گویه از پرسشنامه پالمیری، بودن و برنباوم (۲۰۰۹) و ۲ گویه از پرسشنامه آوریل و توماس نولز (۱۹۹۱) استخراج شدند و توجه غیرارادی به هیجانات که شامل ۷ گویه می‌شود (به دلیل اینکه این مؤلفه موردتوجه دیگر سنجه‌ها نبوده جملات توسط نویسندگان همین مقیاس طراحی شدند) را موردسنجش قرار می‌دهد. پاسخ‌های این پرسشنامه در طیف لیکرت ۵ درجه‌ای از کاملاً موافقم تا کاملاً مخالفم قرار می‌گیرند. همچنین چهار گویه ی شماره ۵،۶،۷ و ۸ هم به‌صورت معکوس نمره‌گذاری می‌شوند. کسب نمرات بیشتر در مؤلفه‌های توجه ارادی و غیرارادی به هیجانات برابر است با درجات بالاتر در نمره‌ی کل توجه به هیجانات. توجه ارادی و غیرارادی به هیجانات دو مؤلفه‌ی مرتبط اما متمایز از هم هستند (هوآنگ و همکاران، ۲۰۱۳؛ بنفر و همکاران، ۲۰۱۷). هوآنگ و همکاران (۲۰۱۳) در حمایت و تأیید اعتبار هم‌زمان به موارد مختلفی اشاره‌کرده‌اند به‌طور مثال افرادی که از درجات بالاتری از توجه ارادی به هیجانات برخوردار بودند در مقایسه با افرادی که توجه ارادی کمتری را گزارش می‌کردند بیشتر به محرک‌های هیجانی چهره در تکالیف[2] رفتاری توجه می‌کردند یا درجات بالاتر در توجه غیرارادی به هیجانات با درجات کمتر شفافیت هیجانی در ارتباط است درصورتی‌که سطوح بالاتر توجه ارادی با هیجانات با سطوح بالاتر شفافیت هیجانی همبستگی دارد البته بعد از برداشتن تأثیر توجه غیرارادی به هیجانات. هر دو مقیاس روایی درونی خوبی را در پژوهش‌های پیشین از خود نشان داده‌اند به صورتی که آلفای کرونباخ برای توجه ارادی به هیجانات: ۰/۹۰ و برای توجه غیرارادی به هیجانات: ۰/۸۶ گزارش‌شده است.

مقیاس افسردگی، اضطراب و استرس (DASS-21[3]): این مقیاس توسط لاویبند و لاویبند در سال ۱۹۹۵ تهیه‌شده است. پرسشنامه استاندارد DASS در دو نسخه ۴۲ سؤالی و ۲۱ سؤالی موجود است که هر سؤال از ۰

1. Attention to Emotion Scale
2.task
3. Depression, Anxiety & Stress Scale

تا ۳ نمره‌گذاری می‌شود. در این پژوهش از نسخه ۲۱ سؤالی (DASS-21) که فرم کوتاه نسخه ۴۲ سؤالی است استفاده شده است. در این مقیاس، سؤالات به‌صورت ۴ درجه‌ای لیکرت طراحی‌شده و برای اندازه‌گیری هر یک از علائم اضطراب، استرس و افسردگی از ۷ سؤال استفاده شده است که نمره نهایی هر یک از این علائم از طریق مجموع نمرات سؤالات مربوط به آن به دست می‌آید. لاویبند و لاویبند (۱۹۹۵) روایی پرسشنامه DASS-21 را ۰/۷۷ و اعتبار آن را در مؤلفه‌های افسردگی، اضطراب و استرس به ترتیب ۰/۸۹، ۰/۸۴ و ۰/۸۲ اعلام کردند. در ایران صاحبی، اصغری و سالاری همسانی درونی این پرسشنامه را با استفاده از آلفای کرونباخ، برای مؤلفه‌های افسردگی، اضطراب و استرس به ترتیب ۰/۷۷، ۰/۷۹ و ۰/۷۸ گزارش کردند. همچنین همبستگی زیر مقیاس‌های افسردگی، اضطراب و استرس را با آزمون‌های افسردگی بک، اضطراب زانک و تنیدگی ادراک‌شده به ترتیب ۰/۴۹، ۰/۶۷ و ۰/۷۰ گزارش کردند (صاحبی، اصغری و سالاری، ۱۳۸۴).

مقیاس نگرانی پنسیلوانیا (PSWQ[1]): پرسشنامه نگرانی ایالتی پنسیلوانیا، یک پرسشنامه خود گزارشی ۱۶ سؤالی است که توسط مایر، میلر، متزگر و بورکوک (۱۹۹۰) طراحی شده است. این پرسشنامه نگرانی شدید، مفرط و کنترل ناپذیر را اندازه می‌گیرد. سؤالات این پرسشنامه به‌صورت ۵ درجه‌ای لیکرت طراحی‌شده که ۱۱ سؤال آن به‌صورت مثبت نمره‌گذاری می‌شوند و سؤالات (۱،۳،۸،۱۰،۱۱) به‌صورت معکوس نمره‌گذاری می‌شوند که فقدان نگرانی را اندازه‌گیری می‌کنند. این پرسشنامه در دامنه ۱۶ تا ۸۰ نمره‌گذاری می‌شود که نمره بیشتر نشانگر اضطراب بالاتر است. براون، مارتن و بارلو آلفای کرونباخ این پرسشنامه را در بین مبتلایان به اختلال اضطراب فراگیر ۰/۸۶ گزارش کرده‌اند (به نقل از دهشیری، گلزاری، برجعلی و سهرابی، ۱۳۸۸). ضریب همسانی این پرسشنامه در اختلالات دیگری همانند اضطراب اجتماعی و اختلال وسواس عملی نیز به ترتیب ۰/۹۴ و ۰/۹۴ گزارش‌شده است. در ایران این پرسشنامه توسط دهشیری، گلزاری، برجعلی و سهرابی هنجاریابی شد که ضریب آلفای کرونباخ و ضریب باز آزمایی آن به ترتیب ۰/۸۸ و ۰/۷۹ گزارش‌شده است.

مقیاس عواطف مثبت و منفی (PANAS[2]): این پرسشنامه توسط واتسون، کلارک و تلگن در سال ۱۹۸۸ ساخته شده است. این پرسشنامه شامل ۲۰ ماده است که ده ماده از آن مربوط به عاطفه مثبت و ده ماه دیگر مربوط به عاطفه منفی است. سؤالات به‌صورت ۵ درجه‌ای لیکرت طراحی‌شده است. دامنه نمرات برای هر یک از دو خرده مقیاس این پرسشنامه بین ۱۰ تا ۵۰ است. هرچه نمره فرد بیشتر باشد یعنی میزان آن عاطفه در فرد بیشتر است. کرافورد و هنری (۲۰۰۴) ضریب آلفای کرونباخ همسانی درونی این پرسشنامه را برای عاطفه مثبت و عاطفه منفی به ترتیب ۰/۸۹ و ۰/۸۵ گزارش کردند. این پرسشنامه توسط بخشی پور و دژکام (۱۳۸۴) در ایران بر روی نمونه دانشجو هنجاریابی شده است. ضریب پایایی این پرسشنامه ۸۷ گزارش‌شده است. همچنین در پژوهش سهرابی و حسینی (۱۳۸۱)، ضریب آلفای کرونباخ برای این مقیاس ۰/۸۵ گزارش‌شده است. همچنین اعتبار باز آزمایی این پرسشنامه در یک دوره دوماهه در عاطفه مثبت و عاطفه منفی به ترتیب ۰/۶۸ و ۰/۷۱ گزارش‌شده است (واستون، کلارک و تلگن، ۱۹۸۸).

1. Penn State Worry Questionnaire
2. Positive and Negative Affect Schedule

شیوه اجرا

پرسشنامه‌ی توجه به هیجانات در ابتدای امر توسط گروهی از متخصصین روانشناسی مسلط به زبان انگلیسی ترجمه شد و سپس توسط اساتید رشته‌ی روانشناسی و زبان انگلیسی مورد بررسی بیشتر قرار گرفت. در گام بعدی گویه‌ها در دسترس ده نفر از اعضای نمونه قرار گرفت تا سؤالات پرسشنامه‌ی مدنظر را از نظر شفافیت و وجود ابهام مورد بررسی قرار دهند. نهایتاً پرسشنامه‌ی توجه به هیجانات به همراه دیگر پرسشنامه‌ها به‌صورت یک لینک الکترونیکی در دسترس آزمودنی‌های پژوهش قرار گرفت. قابل‌ذکر است که توضیحات لازم در مورد شیوه‌ی تکمیل نمودن پرسشنامه، رضایت آگاهانه و حفظ حریم خصوصی پاسخ‌دهندگان در ابتدای پرسش‌ها ذکر شد.

روش تجزیه و تحلیل داده‌ها

در پژوهش حاضر داده‌ها با استفاده از نرم‌افزارهای SPSS نسخه ۲۳ و AMOS نسخه ۲۴ تجزیه‌وتحلیل شده‌اند. در این جهت از آزمون‌های تحلیلی آلفای کرونباخ، همبستگی پیرسون و تحلیل عاملی تأییدی باهدف مطالعه ساختار عاملی این پرسشنامه استفاده‌شده است. قبل از انجام تحلیل‌های آماری، پیش‌فرض توزیع بهنجار از طریق آزمون کولموگروف-اسمیرنف موردبررسی و تأیید قرار گرفت.

یافته‌ها

برای بررسی همسانی درونی پرسشنامه‌ی توجه به هیجانات از ضرایب آلفای کرونباخ مربوطه استفاده شد و همان‌طور که در جدول ۱ مشخص است همبستگی تمامی گویه‌ها با نمره کل و همدیگر مثبت است به‌جز گویه ی شماره ۹ (نمی‌توانم به‌خوبی به هیجاناتم توجه کنم)؛ بنابراین گویهٔ ۹ از پرسشنامه حذف شد زیرا از ویژگی‌های لازم برای قرار گرفتن در این مقیاس برخوردار نیست. همچنین آلفای کرونباخ برای کل مقیاس و زیرمقیاس‌های پرسشنامه توجه به هیجانات قبل و پس از حذف گویه‌ی شماره ۹ به قراری است که در جدول شماره دو ذکرشده است؛ که همگی نشانگر همسانی درونی مناسب و همگنی قابل قبول هم برای کل مقیاس هم برای زیر مقیاس‌ها است (کل: ۰/۷۵۲، توجه ارادی: ۰/۶۹۵ و توجه غیرارادی: ۰/۷۹۸).

جدول ۱: گویه‌های مقیاس و واریانس و همبستگی هر گویه با نمره کل آزمون و آلفای آزمون پس از حذف گویه

گویه	میانگین	واریانس	همبستگی با نمره کل	آلفا پس از حذف سؤال
۱. من به جنبه عاطفی (هیجانی) زندگی‌ام علاقمند هستم.	۴۹/۷۱۸	۳۲/۹۳۹	۰/۳۳۳	۰/۶۹۴

۲ .من در مورد واکنش‌های هیجانیم فکر می‌کنم و سعی می‌کنم آن‌ها را بفهمم.	۴۹/۷۰۲	۳۳/۹۸۰	۰/۳۳۶	۰/۶۹۵	۱۲. حتی اگر سعی کنم هم برای من دشوار خواهد بود که به هیجاناتم توجه نکنم.	۵۰/۶۳۴	۲۹/۹۸۸	۰/۵۳۵	۰/۶۶۶
۳. متصل و مرتبط بودن با هیجانات ضروری است.	۴۹/۸۰۵	۳۲/۴۵۶	۰/۴۵۵	۰/۶۸۱	۱۳. توجه به هیجاناتم چیزی نیست که من بتوانم آن را کنترل کنم.	۵۰/۹۵۰	۳۱/۲۸۱	۰/۴۲۷	۰/۶۸۱
۴. من فهمیده‌ام که بررسی احساساتم برای حل مشکلات شخصی‌ام مفید هستند.	۴۹/۶۴۵	۳۳/۵۰۲	۰/۳۶۱	۰/۶۹۲	۱۴. من به صورت ناخواسته در مورد احساساتم فکر می‌کنم.	۵۰/۳۷۴	۳۱/۰۵۵	۰/۴۷۸	۰/۶۷۵
۵. من معمولا به چیزی که احساس می‌کنم آنچنان اهمیت نمی‌دهم. (نمره گذاری معکوس)	۴۹/۹۸۵	۳۴/۶۳۶	۰/۲۱۶	۰/۷۰۶	۱۵. من به طور اتوماتیک (خودکار) خلق و خویم را ارزیابی می‌کنم.	۵۰/۳۵۵	۳۳/۹۴۶	۰/۲۵۵	۰/۷۰۲
۶. من فکر نمی‌کنم که توجه به هیجانات و خلق و خویمان ارزشمند باشد. (نمره گذاری معکوس)	۴۹/۵۹۹	۳۳/۱۳۰	۰/۲۵۹	۰/۷۰۳					
۷. فکر کردن در مورد هیجانات و احساساتمان معمولا اتلاف وقت است. (نمره گذاری معکوس)	۴۹/۴۷۷	۳۳/۲۶۲	۰/۴۲۰	۰/۶۸۷					
۸. اگر افراد کمتر احساساتی باشند و بیشتر فکر کنند بهتر از اینی که هستند خواهند بود. (نمره گذاری معکوس)	۵۱/۲۰۶	۳۶/۱۵۷	۰/۰۱۲	۰/۷۳۳					
۹. نمی‌توانم به خوبی به هیجاناتم توجه کنم. (حذف شده)	۵۱/۲۹۸	۳۸/۷۶۹	-۰/۱۹۸	۰/۷۵۲					
۱۰. من خودم را حتی زمانی که هیچ تلاش عامدانه‌ای ندارم در حال توجه به احساساتم میابم.	۵۰/۵۱۹	۳۱/۵۷۶	۰/۴۶۸	۰/۶۷۷					
۱۱. من تمایل دارم به هیجاناتم توجه کنم حتی زمانی که این را نمی‌خواهم.	۵۰/۵۹۵	۳۱/۲۳۰	۰/۴۷۹	۰/۶۷۵					

جدول ۲: آلفای کرونباخ کل و زیر مقیاس‌ها

	آلفای کرونباخ قبل از حذف گویه ۹	آلفای کرونباخ بعد از حذف گویه ۹
توجه ارادی به هیجانات	۰/۶۹۵	۰/۶۹۵
توجه غیر ارادی به هیجانات	۰/۷۳۵	۰/۷۹۸
توجه به هیجانات (کل)	۰/۷۱۰	۰/۷۵۲

در ادامه برای بررسی ساختار پرسشنامه توجه به هیجانات از تحلیل عامل تأییدی استفاده شد که نتایج و شاخص‌های آن در جدول شماره ۳ منعکس‌شده است. اگر مجذور خی از لحاظ آماری معنادار نباشد دال بر برازش بسیار مناسب است اما ازآنجاکه این آماره غالباً در نمونه‌های بزرگ‌تر از ۱۰۰ نفر معنادار به دست می‌آید، لذا به‌جای آن از شاخص نسبت مجذور خی بر درجه آزادی استفاده می‌شود که اگر کوچک‌تر از ۳ باشد نشان‌دهنده‌ی برازش بسیار مطلوب است (که برای پرسشنامه‌ی حاضر این عدد برابر با ۲/۲۳۱ است که با حذف گویه ۹ به مقدار ۱/۷۷۷ می‌رسد). همچنین اگر شاخص‌های نیکویی برازش انتخابی[1]، نیکویی برازش[2] و آزمون برازش مقایسه‌ای[3] که دارای دامنه‌ای بین صفر تا یک هستند و هرچه مقدارشان به یک نزدیک‌تر باشد حاکی از برازش بهتر است مقدارشان بالاتر از ۰/۹۰ و شاخص میزان خطای ریشه مجذور میانگین[4] تقریب کوچک‌تر از ۰/۰۸ باشد بر برازش مطلوب دلالت دارد (بنتلر و بونت، ۱۹۸۰). در تحلیل عامل تأییدی مدل توجه دوگانه به هیجانات (ارادی و غیرارادی) که توسط هوآنگ و همکاران (۲۰۱۳) مطرح‌شده بود در این پژوهش همان‌طور که در جدول شماره ۳ می‌بینیم مورد تأیید قرارگرفته و از برازش مناسبی برخوردار است.

1. Adjusted Goodness of Fit Index (AGFI)
2. Goodness of Fit Index (GFI)
3. Comparative Fit Index (CFI)
4. Root Mean Square Error of Approximation

جدول شماره ۳: شاخص‌ها و عوامل تحلیل عامل تأییدی مقیاس توجه به هیجانات

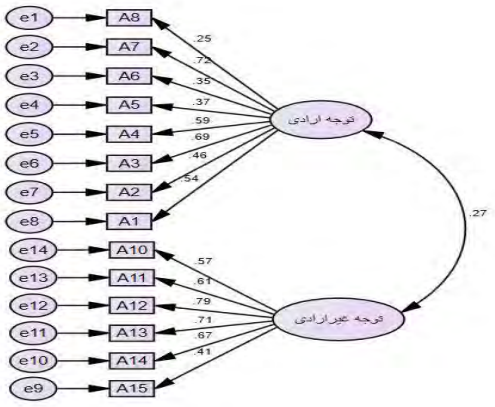
شاخص‌ها	GFI	AGFI	CFI	RMSEA	P	DF	CMIIN	CMIN/DF
مقادیر قبل از حذف گویه ۹	۰/۹۰۵	۰/۸۷۲	۰/۸۶۸	۰/۰۶۹	۰/۰۰۰۱	۸۹	۱۸۹/۵۷۳	۲/۲۳۱
مقادیر بعد از حذف گویه ۹	۰/۹۲۸	۰/۹۰۱	۰/۹۲۵	۰/۰۵۵	۰/۰۰۰۱	۷۶	۱۳۵/۰۳۶	۱/۷۷۷

در گام نهایی برای بررسی روایی همگرا و واگرای مقیاس موردنظر ضریب همبستگی مقیاس‌های توجه ارادی و غیرارادی به هیجانات با مقیاس‌های افسردگی، اضطراب، استرس، نگرانی، عاطفه مثبت و منفی موردبررسی قرار گرفت که نتایج آن در جدول ۴ آمده است. همان‌طور که در جدول هم مشخص است توجه ارادی به هیجانات رابطه مثبت معنی‌دار باعاطفه‌ی مثبت و رابطه منفی معنادار باعاطفه‌ی منفی، افسردگی و اضطراب دارد و در سوی دیگر توجه غیرارادی به هیجانات دارای رابطه‌ی منفی معنادار باعاطفه منفی، افسردگی، اضطراب، استرس و نگرانی دارد که علاوه بر تأیید روایی همگرا و واگرای این سنجه تمایز این دو زیر مقیاس توجه به هیجانات را در عین همبستگی معناداری که باهم دارند را مورد تأکید قرار می‌دهد.

جدول ۴: ضرایب همبستگی پیرسون بین افسردگی، اضطراب، استرس، عاطفه مثبت و عاطفه منفی با توجه به هیجانات ارادی و غیرارادی

متغیرها	توجه ارادی به هیجانات	توجه غیرارادی به هیجانات	عواطف مثبت	عواطف منفی	نگرانی	افسردگی	اضطراب	استرس
توجه ارادی به هیجانات	۱							
توجه غیرارادی به هیجانات	۰/۱۲۹*	۱						
عواطف مثبت	۰/۲۴۵**	-۰/۰۶۷	۱					
عواطف منفی	-۰/۱۵۷*	۰/۲۵۲**	-۰/۲۶۳**	۱				
نگرانی	۰/۰۶۶	۰/۴۱۹**	-۰/۲۰۷**	۰/۵۹۵**	۱			

*P<0/05 **P<0/01



شکل ۱: ضرایب استاندارد مدل دوعاملی مقیاس توجه به هیجانات

نتایج

پژوهش حاضر با هدف بررسی ساختار عاملی و ویژگی‌های روانسنجی مقیاس توجه به هیجانات انجام شد. بر اساس یافته‌های حاصله، دو عامل مفروض در پژوهش هوانگ و همکاران یعنی توجه ارادی و توجه غیرارادی به هیجانات در این پژوهش نیز مورد تأیید قرار گرفت. تنها تغییر ایجادشده در نسخه‌ی فارسی پرسشنامه حذف گویه‌ی شماره ۹ است؛ که همبستگی منفی با دیگر گویه‌ها و نمره‌ی کل داشت. همچنین برای بررسی همسانی درونی از آلفای کرونباخ استفاده شد که هم مؤلفه‌ها و هم کل مقیاس از همسانی درونی قابل قبولی برخوردار بودند البته که مقدارهای به‌دست‌آمده اندکی کمتر از مقادیر محاسبه شده در پژوهش‌های خارج از کشور است (هوآنگ و همکاران،۲۰۱۳؛ بنفر و همکاران، ۲۰۱۷).

نتایج بررسی روایی همگرا برای مؤلفه‌ی توجه ارادی به هیجانات نشانگر همبستگی مثبت معنادار با عواطف مثبت و نتایج بررسی روایی واگرا نشانگر رابطه معکوس و معنادار با عواطف منفی، افسردگی و اضطراب است. همچنین نتایج روایی همگرا در موردتوجه غیرارادی به هیجانات نشانگر همبستگی مثبت و معنادار این مؤلفه با عواطف منفی، نگرانی، افسردگی، اضطراب و استرس است و از سوی دیگر نتایج روایی واگرا نشان‌دهنده‌ی عدم ارتباط معنادار این مؤلفه با عواطف مثبت است. عمده‌ی نتایج حاصل از بررسی روایی واگرا و همگرای این سنجه و ارتباط مقیاس‌های آن با نگرانی، اضطراب و افسردگی با ادبیات پیشین پژوهشی در این حوزه همخوان و همسو است (هوآنگ و همکاران،۲۰۱۳؛ بودن و تامپسون، ۲۰۱۵؛ بنفر و باردین، ۲۰۱۷؛ اکلند، لتکیویچ و برنباوم، ۲۰۲۱).

توجه ارادی به هیجانات به‌عنوان یکی از سازه‌های محتملی که برخلاف اجتناب تجربی خصوصاً در افراد با سطوح بالای عدم تحمل پریشانی عاطفی عمل می‌کند مطرح است؛ با توجه به نقش کلیدی این سازه در رخداد اختلالات اضطرابی و افسردگی رابطه معکوس و معنادار این سازه با سطوح افسردگی، اضطراب و عواطف منفی قابل تبیین خواهد بود؛ بنابراین ممکن است در ارتباط ماندن آگاهانه و قضدمندانه‌ی با احساسات ناراحت‌کننده در جهت کاهش احتمال ابتلا به اختلالات هیجانی عمل کند (هیز، لوما، باند، ماسودا و لیلیس، ۲۰۰۶؛ هیز، ویلسون، گیلفورد، فولت و استروسال، ۱۹۹۶؛ بنفر و همکاران، ۲۰۱۷). بر اساس مطالعات پیشین می‌توان این سازه را به عنوان عامل محافظت کننده در برابر افسردگی نیز به شمار آورد. توجه به هیجانات با تاثیر بر افکار تکراری ناخوشایند که به طور آینده‌نگر با افسردگی مرتبط هستند می‌تواند از بروز افسردگی جلوگیری کند (اکلند، لتکیویچ و برنباوم، ۲۰۲۱؛ مکلاگین و هاکسما، ۲۰۱۱). همانطور که بیان شد سازه توجه ارادی به هیجانات یکی از سازه‌های محتمل در تحمل پریشانی است. پژوهش چانگ و همکاران (۲۰۲۱) نشان داد افراد برخوردار از سطوح بالاتر توجه ارادی به هیجان، تحمل بیشتری نیز در برابر پریشانی دارند و افرادی که از سطوح بالاتر توجه ارادی به هیجان برخوردار نیستند، در برابر پریشانی تحمل کمتری از خود نشان می‌دهند. از سوی دیگر پژوهش‌های پیشین نشان می‌دهند که سطوح پایین‌تر توجه غیرارادی به هیجانات با پذیرش غیر قضاوتی هیجانات و سطوح بالاتر توجه غیرارادی به هیجانات با عدم پذیرش

هیجانات در ارتباط است. بنابراین افراد با سطوح بالاتر توجه غیرارادی به هیجانات تمایل کمتری برای در ارتباط بودن با هیجاناتشان دارند و با احتمال بیشتری به ارزیابی منفی هیجاناتشان می‌پردازند. آن‌ها از استراتژی‌های اجتنابی برای فرار از تجارب درونی ناراحت‌کننده خود در کوتاه‌مدت استفاده می‌کنند که به‌صورت متناقض نمایی موجب افزایش پریشانی در طولانی مدت می‌شود (باردین، ۲۰۱۵؛ بودن و تامپسون، ۲۰۱۵).

درنهایت می‌توان نتیجه گرفت که مقیاس توجه به هیجانات از روایی و پایایی بالای در جمعیت بزرگسال ایرانی برخوردار است و می‌توان از آن به‌عنوان ابزاری معتبر برای سنجش مؤلفه‌های توجه به هیجانات و گسترش این خط پژوهشی در کشور بهره برد. ازجمله محدودیت‌های پژوهش حاضر، محدود بودن آن به دانشجویان و کارکنان دانشگاه اصفهان، حجم نمونه پایین و همچنین روش نمونه‌گیری در دسترس بوده که تعمیم‌پذیری را به جمعیت‌های دیگر دچار مشکل می‌کند؛ بنابراین پیشنهاد می‌شود که در پژوهش‌های آینده این امر مورد توجه قرار گرفته و این پرسشنامه در جمعیت‌های گسترده‌تر و حجم نمونه بیشتر مورد بررسی قرار گیرد. در پژوهش‌های آتی همچنین بررسی توجه به هیجانات و ارتباط آن با آسیب‌های روانی خصوصاً در نمونه‌های بالینی توصیه می‌شود.

منابع

صاحبی، ع؛ اصغری، م و سالاری، ر. (۱۳۸۴). اعتباریابی مقیاس افسردگی اضطراب تنیدگی (DASS-21) برای جمعیت ایرانی. روانشناسی تحولی؛ روانشناسان ایرانی. ۱(۴). ۳۶-۵۴.

دهشیری، غ؛ گلزاری، م؛ برجعلی، ا و سهرابی، ف. (۱۳۸۸). خصوصیات روانسنجی نسخه فارسی پرسشنامه نگرانی ایالت پنسیلوانیا در دانشجویان. روانشناسی بالینی. ۱(۴). ۶۷-۷۵.

بخشی‌پور، ع و دژکام، م. (۱۳۸۴). تحلیل عاملی تاییدی مقیاس عاطفه مثبت و منفی. مجله روانشناسی. ۹(۴).۳۵۱-۳۶۵.

هومن، ح.، و عسگری، ع. (۱۳۸۴). تحلیل عاملی: دشواری ها و تنگناهای آن. روانشناسی و علوم تربیتی، ۳۵(۲)، ۱-۲۰. ۸۰۵۶.۳

Averill, J. (1991). & Thomas-Knowles C. Emotional creativity. In KT Strongman (Ed.), International review of studies on emotion (Vol. 1, pp 269-299).

Barrett, L. F., & Gross, J. J. (2001). Emotion representation and regulation: A process model of emotional intelligence. Emotion: Current issues and future directions, 286-310.

Bagby, R. M., Parker, J. D., & Taylor, G. J. (1994). The twenty-item Toronto Alexithymia Scale—I. Item selection and cross-validation of the factor structure. *Journal of psychosomatic research*, *38*(1), 23-32.

Bardeen, J. R. (2015). Short-term pain for long-term gain: The role of experiential avoidance in the relation between anxiety sensitivity and emotional distress. *Journal of Anxiety Disorders*, *30*, 113-119.

Bryant, F. B., & Yarnold, P. R. (1995). Principal-components analysis and exploratory and confirmatory factor analysis.

Benfer, N., Bardeen, J. R., & Fergus, T. A. (2017). The interactive effect of attention to emotions and emotional distress intolerance on anxiety and depression. *Journal of Cognitive Psychotherapy*, *31*(2), 91-100.

Bentler, P. M., & Bonett, D. G. (1980). Significance tests and goodness of fit in the analysis of covariance structures. *Psychological bulletin*, *88*(3), 588.

Berenbaum, H., Boden, M. T., & Baker, J. P. (2009). Emotional salience, emotional awareness, peculiar beliefs, and magical thinking. *Emotion*, *9*(2), 197.

Berenbaum, H., Bredemeier, K., Thompson, R. J., & Boden, M. T. (2012). Worry, anhedonic depression, and emotional styles. *Cognitive Therapy and Research*, *36*(1), 72-80.

Boden, M. T., & Thompson, R. J. (2015). Facets of emotional awareness and associations with emotion regulation and depression. *Emotion*, *15*(3), 399.

Boden, M. T., & Thompson, R. J. (2017). Meta-analysis of the association between emotional clarity and attention to emotions. *Emotion Review*, *9*(1), 79-85.

Bujanow, A., Bodenschatz, C. M., Szymanska, M., Kersting, A., Vulliez-Coady, L., & Suslow, T. (2020). The relationship between dispositional attention to feelings and visual attention to emotion. *Progress in Neuro-Psychopharmacology and Biological Psychiatry*, *100*, 109882.

Compas, B. E., Connor, J., Osowiecki, D., & Welch, A. (1997). Effortful and involuntary responses to stress. In Coping with chronic stress (pp. 105-130). Springer, Boston, MA.

Coffey, E., Berenbaurn, H., & Kerns, J. G. (2003). The dimensions of emotional intelligence, alexithymia, and mood awareness: Associations with personality and performance on an emotional stroop task. Cognition & emotion, 17(4), 671-679.

Chung, J. J., Wakefield, M. A., Austin, S. B., & Chapman, A. L. (2021). Smiling to tolerate distress: The moderating role of attention to emotion. Canadian Journal of Behavioural Science/Revue canadienne des sciences du comportement, 53(1), 59.

Eckland, N. S., Letkiewicz, A. M., & Berenbaum, H. (2021). Examining the latent structure of emotional awareness and associations with executive functioning and depression. Cognition and Emotion, 35(4), 805-821.

Extremera, N., Salguero, J. M., & Fernández-Berrocal, P. (2011). Trait meta-mood and subjective happiness: A 7-week prospective study. Journal of Happiness Studies, 12(3), 509-517.

Gohm, C. L., & Clore, G. L. (2000). Individual differences in emotional experience: Mapping available scales to processes. *Personality and Social Psychology Bulletin*, *26*(6), 679-697.

Gohm, C. L., & Clore, G. L. (2002). Four emotion traits and their involvement in attributional style, coping and well-being.

Goodall, K., Trejnowska, A., & Darling, S. (2012). The relationship between dispositional mindfulness, attachment security and emotion regulation. *Personality and Individual Differences*, *52*(5), 622-626.

Gratz, K. L., & Roemer, L. (2004). Multidimensional assessment of emotion regulation and dysregulation: Development, factor structure, and initial validation of the difficulties in emotion regulation scale. *Journal of psychopathology and behavioral assessment*, *26*(1), 41-54.

Gross, J., & Thompson, R. (2007). Emotion regulation: conceptual foundation. in jj gross (ed). handbook of emotion regulation. In (pp. 3-24): New York: The Guilford Press.

Hayes, S. C., Luoma, J. B., Bond, F. W., Masuda, A., & Lillis, J. (2006). Acceptance and commitment therapy: Model, processes and outcomes. *Behaviour research and therapy*, *44*(1), 1-25.

Hayes, S. C., Wilson, K. G., Gifford, E. V., Follette, V. M., & Strosahl, K. (1996). Experiential avoidance and behavioral disorders: A functional dimensional approach to diagnosis and treatment. *Journal of consulting and clinical psychology*, *64*(6), 1152.

Huang, S., Berenbaum, H., & Chow, P. I. (2013). Distinguishing voluntary from involuntary attention to emotion. *Personality and Individual Differences*, *54*(8), 894-898.

Kring, A. M. (2008). Emotion disturbances as transdiagnostic processes in psychopathology.

Kerns, J. G., & Berenbaum, H. (2010). Affective processing in overwhelmed individuals: Strategic and task considerations. Cognition & Emotion, 24(4), 638-660.

Koven, N. S. (2011). Specificity of meta-emotion effects on moral decision-making. Emotion, 11(5), 1255.

Lewis, E. J., Blanco, I., Raila, H., & Joormann, J. (2019). Does repetitive negative thinking affect attention? Differential effects of worry and rumination on attention to emotional stimuli. Emotion, 19(8), 1450.

Loas, G. (1998). Anhedonia, alexithymia and locus of control in unipolar major depressive disorders. *Psychopathology*, *31*(4), 206-212.

Lovibond, P. F., & Lovibond, S. H. (1995). The structure of negative emotional states: Comparison of the Depression Anxiety Stress Scales (DASS) with the Beck Depression and Anxiety Inventories. *Behaviour research and therapy*, *33*(3), 335-343.

McLaughlin, K. A., & Nolen-Hoeksema, S. (2011). Rumination as a transdiagnostic factor in depression and anxiety. Behaviour research and therapy, 49(3), 186-193.

Mennin, D. S., Heimberg, R. G., Turk, C. L., & Fresco, D. M. (2005). Preliminary evidence for an emotion dysregulation model of generalized anxiety disorder. *Behaviour research and therapy*, *43*(10), 1281-1310.

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*(6), 487-495.

Moon, A., & Berenbaum, H. (2009). Emotional awareness and emotional eating. *Cognition and emotion*, *23*(3), 417-429.

Palmieri, P. A., Boden, M. T., & Berenbaum, H. (2009). Measuring clarity of and attention to emotions. *Journal of personality assessment*, *91*(6), 560-567.

Salovey, P., Mayer, J. D., Goldman, S. L., Turvey, C., & Palfai, T. P. (1995). Emotional attention, clarity, and repair: Exploring emotional intelligence using the Trait Meta-Mood Scale.

Salters-Pedneault, K., Roemer, L., Tull, M. T., Rucker, L., & Mennin, D. S. (2006). Evidence of broad deficits in emotion regulation associated with chronic worry and generalized anxiety disorder. *Cognitive Therapy and Research*, *30*(4), 469-480.

Sternberg, R. J., Sternberg, K., & Mio, J. (2012). *Cognitive psychology*: Cengage Learning Press.

Thompson, R. J., & Boden, M. T. (2019). State emotional clarity and attention to emotion: a naturalistic examination of their associations with each other, affect, and context. *Cognition and emotion*, *33*(7), 1514-1522.

Thompson, R. J., Dizén, M., & Berenbaum, H. (2009). The unique relations between emotional awareness and facets of affective instability. *Journal of Research in Personality*, *43*(5), 875-879.

Thompson, R. J., Mata, J., Jaeggi, S. M., Buschkuehl, M., Jonides, J., & Gotlib, I. H. (2011). Concurrent and prospective relations between attention to emotion and affect intensity: An experience sampling study. *Emotion*, *11*(6), 1489.

Watson, D., Clark, L. A., & Tellegen, A. (1988). Development and validation of brief measures of positive and negative affect: the PANAS scales. *Journal of personality and social psychology*, *54*(6), 1063.