

Assessing "decentering": Validity, reliability and factor structure of experiences questionnaire in university students

Zahra Taherifar, Ph.D student

Psychology, University of Shahid Beheshti, Tehran, Iran

sima Ferdowsi, Ph.D.

Academic member, University of Shahid Beheshti, Tehran, Iran

Fereshteh mootabi, Ph.D.

Academic member, University of Shahid Beheshti, Tehran, Iran

Mohammad ali Mazaheri Tehrani, Ph.D.

Academic member, University of Shahid Beheshti, Tehran, Iran

Ladan fata, Ph.D.

Academic member, University of Shahid Beheshti, Tehran, Iran

ارزیابی "فاصله‌گرفتن": روایی، پایایی و ساختار عاملی پرسشنامه تجربه‌ها در دانشجویان

زهرا طاهری‌فر*

دانشجوی دکتری روان‌شناسی بالینی، دانشگاه شهید بهشتی،

تهران، ایران

سیما فردوسی

عضو هیات علمی دانشگاه شهید بهشتی، تهران، ایران

فرشته موتابی

عضو هیات علمی دانشگاه شهید بهشتی، تهران، ایران

محمدعلی مظاهری تهرانی

عضو هیات علمی دانشگاه شهید بهشتی، تهران، ایران

لادن فتی

عضو هیات علمی دانشگاه علوم پزشکی ایران، تهران، ایران

Abstract

Decentering is an adaptive emotion regulation strategy that refers to the ability to gain perspective from one's thoughts and feelings. The purpose of the present study was to examine psychometric properties of Farsi version of the Experiences Questionnaire (EQ; assessing decentering factor, Fresco et al., 2007) in student sample. All of the 182 students completed the experiences questionnaire, emotion regulation questionnaire, Beck depression inventory-II and Beck anxiety inventory. Pearson's correlation, cronbach's alpha and exploratory factor analysis used for analyzing the data. The internal consistency of EQ was 0.77. The convergent validity examined by using reappraisal subscale of emotion regulation questionnaire and the findings showed $r=0.462$. To investigate the discriminate validity, subscale suppression of ERQ, BDI-II, & BAI were used. EQ and Suppression subscale don't have a significant correlation ($r=0.096$) with each other. In addition, there were negative relationship between EQ and BDI-II ($r=-0.543$) and BAI ($r=-0.359$). Finally, Exploratory Factor Analysis identified two factors. This research provides promising evidence about psychometric properties of Farsi version of experiences questionnaire in non-clinical student population. Keywords: decentering, emotion regulation, psychometric properties, university students.

چکیده

هدف این پژوهش بررسی ویژگی‌های روان‌سنجی پرسشنامه تجربه‌ها (ارزیابی عامل فاصله‌گرفتن؛ فرسکو و همکاران، ۲۰۰۷ الف) در نمونه دانشجویی داوطلب از دانشجویان دانشگاه‌های تهران بود. این پژوهش از نوع همبستگی بود و در آن ۱۸۲ نفر دانشجوی پرسشنامه تجربه‌ها (فرسکو و همکاران، ۲۰۰۷ الف)، پرسشنامه تنظیم هیجان (گراس و جان، ۲۰۰۳)، پرسشنامه افسردگی بک-ویرایش دوم (بک)، استیر و براون، ۱۹۹۶) و پرسشنامه اضطراب بک (بک و استیر، ۱۹۹۰) را تکمیل کردند. داده‌ها با روش همبستگی پیرسون، آلفای کرونباخ و تحلیل عاملی اکتشافی مورد تحلیل قرار گرفتند. همسانی درونی پرسشنامه تجربه‌ها ۰/۷۷ به دست آمد. به منظور بررسی روایی همگرا از خرده‌مقیاس ارزیابی مجدد پرسشنامه تنظیم هیجان استفاده شد و ضریب همبستگی ($r=0.462$) به دست آمد. به منظور بررسی روایی افتراقی، از خرده‌مقیاس فرونشانی پرسشنامه‌های مذکور استفاده شد. پرسشنامه تجربه‌ها و خرده‌مقیاس فرونشانی همبستگی معنادار نداشتند ($P<0/01$). علاوه بر این، رابطه منفی میان پرسشنامه تجربه‌ها و پرسشنامه افسردگی بک-ویرایش دوم ($P<0/01$) و پرسشنامه اضطراب بک ($P<0/01$) به دست آمد. در نهایت، در تحلیل عاملی اکتشافی، دو عامل به دست آمد. این پژوهش شواهد امیدبخشی از مشخصات روان‌سنجی پرسشنامه تجربه‌ها در جمعیت غیربالینی دانشجویی را نشان می‌دهد.

واژه‌های کلیدی: فاصله‌گرفتن، تنظیم هیجان، مشخصات روان‌سنجی، دانشجویان.

* نویسنده مسؤل: ztaherifar@gmail.com

مقدمه

در رابطه با درمان‌های موج سوم، با توجه به در نظر گرفتن فاصله‌گرفتن به صورت وضعیت متمرکز بر حال و غیرقضاوتی (سگال و همکاران، ۲۰۰۲)، به نظر می‌رسد که این سازه حالت ذهن‌آگاهانه^{۱۵} را القا می‌کند (بیشاپ، لا، شاپیرو، کارلسون، آندرسون^{۱۶} و همکاران، ۲۰۰۴؛ فرسکو، سگال، بوییس و کندی^{۱۷}، ۲۰۰۷ ب) و به صورت فرایند تنظیم هیجان کارکردی مفهوم‌پردازی می‌شود (فرسکو و همکاران، ۲۰۰۷ الف). یکی از درمان‌های موج سوم که به طور خاص به راهبرد تنظیم هیجان فاصله‌گرفتن اشاره کرده است، درمان تنظیم هیجان بوده است. بر اساس درمان، فاصله‌گرفتن شناختی به افراد کمک می‌کند تا درگیر هیجان شدید نشوند. در طی درمان تنظیم هیجان، راهبرد تنظیم هیجان فاصله‌گرفتن به عنوان یکی از راهبردهای تنظیم هیجان انطباقی به بیماران آموزش داده می‌شود. گروه آماج این روش درمانی، افراد مبتلا به اختلال اضطراب فراگیر و اختلال افسردگی اساسی هستند (منین و فرسکو، ۲۰۱۳ ب). بنابراین، توانایی فاصله‌گرفتن، برای رشد شناختی، روان‌شناختی و اجتماعی سالم ضروری است و فقدان آن باعث آسیب‌پذیری عمومی نسبت به مشکلات روان‌شناختی و اجتماعی خواهد شد (فرسکو و همکاران، ۲۰۰۷ الف) که در نهایت تأییدی بر اهمیت فاصله‌گرفتن در سلامت روان است. در مطالعات رفتاری نیز، به نظر می‌رسد که فاصله‌گرفتن در کاهش شدت عاطفه خشم و غم و پاسخ‌های فشار خون مفید است (آیدوک و کراس^{۱۸}، ۲۰۰۸). با توجه به اهمیت این سازه، تلاش‌های اولیه برای اندازه‌گیری پایایی فاصله‌گرفتن، از اندازه‌گیری سازه مرتبط با آن یعنی آگاهی فراشناختی^{۱۹} به دست آمد. آگاهی فراشناختی به معنای "فرایند تجربه کردن افکار و احساسات منفی در یک دورنمای فاصله‌گرفته شده است." (تیزدل و همکاران، ۲۰۰۲). آگاهی فراشناختی از طریق مقیاس آگاهی و مقابله در حافظه زندگی‌نامه‌ای^{۲۰} (مور، هیهارت و تیزدل، ۱۹۹۶)

راهبرد فاصله‌گرفتن^۱، به معنای دیدن تصویر از دیدگاه یک مشاهده‌گر منفک شده و مجزا است (اوشنر و گراس^۲، در دست چاپ؛ اوشنر، بئر، رابرتسون، کوپر، گابریلا^۳ و همکاران، ۲۰۰۵). به طور مثال، فردی که فاصله‌گرفتن را انجام می‌دهد، با خود می‌گوید "من در حال فکر کردن به این مطلب هستم که الآن احساس افسردگی می‌کنم" به جای اینکه بگوید "افسرده هستم." (فرسکو، مور، ون دالمن، سگال، تیزدل^۴ و همکاران، ۲۰۰۷ الف). همچنین، سگال، ویلیامز^۵ و تیزدل (۲۰۰۲) فاصله‌گرفتن را به عنوان توانایی فرد در داشتن حالت متمرکز بر حال و غیرقضاوتی درباره افکار و احساسات و پذیرش در نظر گرفته‌اند.

سازه فاصله‌گرفتن در ابتدا توسط سفران^۶ و سگال (۱۹۹۰) معرفی شد. این سازه از درمان کلاسیک شناختی-رفتاری تا درمان‌های موج سوم جدیدتر چون درمان تعهد و پذیرش^۷ (هیز، استراسول و ویلسون^۸، ۱۹۹۹) و درمان تنظیم هیجان^۹ (منین^{۱۰} و فرسکو، ۲۰۱۳ الف) مورد توجه بوده است (پالمیرا، ترینداید و فرریا^{۱۱}، ۲۰۱۴). این توجه به دلیل اهمیت فاصله‌گرفتن به عنوان یک مکانیزم حمایت‌کننده مهم در رابطه با آسیب‌شناسی روانی و فرایند تغییر محوری در درمان است (هیز و همکاران، ۱۹۹۹؛ سائر و بائر^{۱۲}، ۲۰۱۰؛ سگال و همکاران، ۲۰۰۲؛ تیزدل، مور، هیهارت، پوپ^{۱۳}، ویلیامز و همکاران، ۲۰۰۲).

در رابطه با درمان شناختی-رفتاری کلاسیک، اینگرام و هالون^{۱۴} (۱۹۸۶) بر این باورند که تأثیر درازمدت درمان شناختی در استفاده بیماران از راهبرد فاصله‌گرفتن در مواجهه با چالش‌های آینده، نهفته است. در واقع، فاصله‌گرفتن، اجازه می‌دهد که فرد کمتر به افکار و احساسات نامطلوب خود بچسبد (تیزدل، سگال و ویلیامز، ۱۹۹۵)؛ بنابراین، الگوهای شناختی تکرارشونده مانند نشخوارذهنی و افکار وسواسی را کاهش می‌دهد (تیزدل و همکاران، ۲۰۰۲).

- | | |
|--|--|
| 1. decentering | 2. Ochsner & Gross |
| 3. Beer, Robertson, Cooper, & Gabrieli | 4. Fresco, Moore, van Dulmen, Segal, & Teasdale |
| 5. Williams | 6. Safran |
| 7. acceptance and commitment therapy (ACT) | 8. Hayes, Strosahl, & Wilson |
| 9. emotion regulation therapy | 10. Menin |
| 11. Palmeira, Trindade, & Ferreira | 12. Sauer & Baer |
| 13. Hayhurst, & Pope | 14. Ingram & Hollon |
| 15. mindfulness | 16. Bishop, Lau, Shapiro, Carlson, & Anderson |
| 17. Buis & Kennedy | 18. Ayduk & Kross |
| 19. metacognitive awareness | 20. measure of awareness and coping in autobiographical memory |

ارزیابی می‌شود. در MACAM، به افراد شرکت‌کننده، توصیفاتی از ۸ موقعیت افسرده‌کننده خفیف ارائه می‌شود. این کار از طریق نوار ضبط‌شده انجام می‌شود و از آن‌ها خواسته می‌شود که این موقعیت‌ها را تجسم کنند. سپس مصاحبه‌کنندگان، یک مصاحبه نیمه‌ساختاریافته انجام می‌دهند تا حافظه‌های ویژه‌ای که از طریق متن‌های نوار ضبط‌شده، به ذهن آن‌ها خطور کرده را برانگیزند. سپس شرکت‌کنندگان احساسات همراه با هر ۸ حافظه (هرکدام مربوط به یک متن ضبط‌شده است) را بر روی مقیاس ۰ تا ۱۰۰ اندازه می‌زنند و مصاحبه‌کننده میزان آگاهی فراشناختی را بر روی مقیاس ۱ تا ۵ درجه، نمره می‌دهد (فرسکو و همکاران، ۲۰۰۷ الف).

در این راستا، تیزدل و همکاران (۲۰۰۲) ارزیابی کردند آگاهی فراشناختی چه میزان کاهش عود در افسردگی را در درمان شناختی مبتنی بر ذهن‌آگاهی^۱ میانجی‌گری می‌کند. ۱۰۰ شرکت‌کننده که در مرحله بهبودی یا فروکش از افسردگی اساسی بودند به‌طور تصادفی در دو گروه درمان شناختی مبتنی بر ذهن‌آگاهی یا درمان به‌صورت معمول^۲ قرار داده شدند. همان‌طور که پیش‌بینی می‌شد، آموزش درمان شناختی مبتنی بر ذهن‌آگاهی نسبت به درمان به‌صورت معمول، به افزایش بیشتری در فاصله‌گرفتن منجر شد که میانجی بودن احتمالی آن در کاهش عود افسردگی را برجسته می‌کند (تیزدل و همکاران، ۲۰۰۲)؛ بنابراین، فاصله‌گرفتن به‌طور مفهومی برابرنهاد^۳ نشخوارذهنی افسردگی در نظر گرفته شد (فرسکو و همکاران، ۲۰۰۷ الف).

مقیاس آگاهی فراشناختی که توسط تیزدل و همکاران (۲۰۰۲) استفاده شده، به‌طور خاص برای ارزیابی فاصله‌گرفتن طراحی شده است. ولیکن، زمان‌بر است و مستلزم آن است که افراد شرکت‌کننده به ۸ متن ضبط‌شده گوش دهند و یک فرد آموزش‌دیده یک مصاحبه نیمه‌ساختاریافته را از شرکت‌کنندگان بگیرد؛ بنابراین، به‌عنوان جایگزین این ارزیابی زمان‌بر، پرسشنامه تجربه‌ها^۴، توسط تیزدل با مشورت سگال و ویلیامز به‌عنوان ابزاری برای

عملیاتی کردن تغییرات در خلال درمان شناختی مبتنی بر ذهن‌آگاهی ایجاد شده است. آیتم‌های پرسشنامه تجربه‌ها، سه وجه از فاصله‌گرفتن را ارزیابی می‌کنند: ۱- توانایی دیدن خود فرد به‌این‌ترتیب که خود را مترادف افکارش نداند (به‌طور مثال، "من می‌توانم خودم را از افکار و احساساتم جدا کنم.")، ۲- توانایی اینکه به‌صورت عادت‌ی به تجربه‌های منفی خود واکنش نشان ندهد (به‌طور مثال، "می‌توانم احساسات ناخوشایندم را مشاهده کنم بدون اینکه در آن‌ها غرق شوم.") و ۳- توانایی مهربان بودن با خود (به‌طور مثال، "بهبتر (از قبل) می‌توانم خودم را آن‌طور که هستم بپذیرم").

مقیاس کامل شامل دو خرده‌مقیاس بود، یکی تغییرات فرض شده در درمان شناختی مبتنی بر ذهن‌آگاهی را اندازه می‌گرفت که همان سازه فاصله‌گرفتن است و دومی نشخوارذهنی^۵ را می‌سنجید (فرسکو و همکاران، ۲۰۰۷ الف).

فرسکو و همکاران (۲۰۰۷ الف) در پژوهشی پرسشنامه تجربه‌ها را از نظر روان‌سنجی بررسی کردند. آن‌ها تحلیل عاملی بر روی جمعیت دانشجو انجام دادند. نتیجه نشان داد که عامل فاصله‌گرفتن، همسانی درونی خوبی دارد ($\alpha=0.83$). ولیکن، عامل نشخوارذهنی در طیف پایین‌تری از همسانی درونی^۶ قرار داشت ($\alpha=0.70$). مدل دوعاملی نشخوارذهنی و فاصله‌گرفتن برازش ضعیفی داشتند ($CFI=0.73$, $RMSEA=0.09$; $SRMR=0.10$; $\chi^2(148)=741.12$; $\chi^2/df=5.01$); که این مسئله به دلیل بارگزاری ضعیف آیتم‌ها بر روی عامل نشخوارذهنی بود؛ بنابراین این مدل، دوباره و فقط با عامل فاصله‌گرفتن بر روی نمونه دومی از دانشجویان بررسی شد.

نتایج نشان داد که سازه تک‌عاملی فاصله‌گرفتن برازش خوبی دارد ($CFI=0.95$; $\chi^2/df=2.53$; $SRMR=0.04$; $\chi^2(41)=103.79$; $RMSEA=0.06$); فرسکو و همکاران (۲۰۰۷ الف)؛ بنابراین، در مرحله دوم کار پژوهشی فرسکو و همکاران (۲۰۰۷ الف) بر روی پرسشنامه تجربه‌ها، روایی همگرا و افتراقی^۷ "عامل فاصله‌گرفتن" با خرده‌مقیاس‌های ارزیابی مجدد^۸ و فرونشانی^۹ پرسشنامه تنظیم هیجان^۹ (گراس و جان^{۱۰}، ۲۰۰۳)، پرسشنامه پذیرش و عمل^{۱۱} (هیز، استراسول، ویلسون، بیست، پیستورلو^{۱۲} و

1. mindfulness-based cognitive therapy (MBCT)
 3. antithetical
 5. rumination
 7. reappraisal
 9. emotion regulation questionnaire (ERQ)
 11. acceptance and action questionnaire (AAQ)

2. treatment as usual (TAU)
 4. experiencesquestionnaire (EQ)
 6. adequate
 8. suppression
 10. John
 12. Bissett & Pistorello

همکاران، ۲۰۰۴)، خرده‌مقیاس پاسخ‌های نشخواری از پرسشنامه سبک پاسخ^۱ (نولن- هوکسما و مارو^۲، ۱۹۹۱)، پرسشنامه افسردگی بک-II^۳ (بک، استیر و برون^۴، ۱۹۹۶)، پرسشنامه نشانه خلقی و اضطرابی-فرم کوتاه^۵ (واتسون و کلارک^۶، ۱۹۹۱) ارزیابی شد. نتایج نشان داد که پرسشنامه تجربه‌ها، همبستگی مثبت معنادار با ارزیابی مجدد و همبستگی منفی معنادار با اجتناب تجربه‌ای، نشخوارذهنی، فرونشانی هیجانی و مقیاس‌های خودگزارشی نشانه‌های افسردگی و اضطراب داشت (فرسکو و همکاران، ۲۰۰۷ الف).

بنابراین، بعد از به دست آمدن نتیجه بالا، فقط خرده‌مقیاس فاصله‌گرفتن در پژوهش‌های بعدی تهیه‌کننده آزمون (فرسکو و همکاران، ۲۰۰۷ الف) مورد استفاده قرار گرفت و از آن پژوهش به بعد، پرسشنامه تجربه‌ها صرفاً بر اساس عامل فاصله‌گرفتن معرفی شد. همچنین، در کشورهای دیگر، برای به دست آوردن مشخصات روان‌سنجی این مقیاس، صرفاً خرده‌مقیاس فاصله‌گرفتن مورد استفاده قرار گرفته است. به‌طور مثال در نسخه اسپانیایی (سولر، فرانکوئسا، فلیو-سولر، سبولا، گارسیا-کمپایو^۷ و همکاران، ۲۰۱۴)، آلمانی (گچ، کسل، مینز، گاکل، دروک^۸ و همکاران، ۲۰۱۴) و پرتغالی (جوزه، گرگور، دوارته و سیموز^۹، ۲۰۱۳) پرسشنامه تجربه‌ها فقط با عامل فاصله‌گرفتن تعریف شده است. بر این اساس، با توجه به اهمیت سازه فاصله‌گرفتن در مباحث درمانی و آسیب‌شناسی روانی و عدم وجود نسخه فارسی این پرسشنامه، پژوهش حاضر به بررسی مشخصات روان‌سنجی پرسشنامه تجربه‌ها (عامل فاصله‌گرفتن) در بین نمونه غیربالینی دانشجویان پرداخته شده است. بدین ترتیب، این پژوهش به دنبال پاسخگویی به سؤال‌های پژوهشی زیر بوده است:

۱) آیا پرسشنامه تجربه‌ها با خرده‌مقیاس ارزیابی مجدد (پرسشنامه تنظیم هیجان) دارای روایی همگرا است؟
۲) آیا پرسشنامه تجربه‌ها با پرسشنامه افسردگی بک، پرسشنامه اضطراب بک و خرده‌مقیاس ارزیابی مجدد

روش

روش پژوهش، جامعه آماری و نمونه

نمونه پژوهش حاضر شامل ۲۵۰ نفر از دانشجویان دانشگاه‌های تهران (دانشگاه تهران، دانشگاه شهیدبهشتی، دانشگاه آزاد علوم و تحقیقات، دانشگاه علامه و دانشگاه الزهرا) بودند که به روش در دسترس انتخاب شدند. انتخاب این تعداد حجم نمونه، بدین دلیل بود که کلاین^{۱۰} (۲۰۱۱) حجم نمونه کافی برای تحلیل عاملی را ۲۰۰ نفر و فابریگار و وگنر^{۱۱} (۲۰۱۲) کفایت حجم نمونه برای تحلیل عاملی را ۲۰۰ الی ۲۵۰ نفر گزارش کرده‌اند؛ بنابراین ۲۵۰ پرسشنامه توزیع گردید که با احتساب ریزش احتمالی نمونه، حدود ۲۰۰ پرسشنامه برای انجام محاسبات وجود داشته باشد. درنهایت نیز ۶۸ پرسشنامه به علت ناقص بودن پاسخ‌ها کنار گذاشته شدند؛ بنابراین، در انتها ۱۸۲ پرسشنامه مورد تجزیه و تحلیل قرار گرفتند.

ابزار سنجش

پرسشنامه تجربه‌ها: پرسشنامه تجربه‌ها، یک پرسشنامه خودگزارشی است که توسط فرسکو و همکاران (۲۰۰۷) الف) گسترش پیدا کرد تا توانایی فرد برای "فاصله‌گرفتن" را بسنجد. پرسشنامه تجربه‌ها، همسانی درونی مناسبی در نمونه غیربالینی دانشجویی و بالینی دارد (به ترتیب، ۰/۸۳ و ۰/۹۰). این پرسشنامه ۱۱ آیتمی است و آیتم‌ها را بر اساس لیکرت ۱ تا ۵ می‌سنجد؛ بنابراین، نمرات فاصله‌گرفتن می‌توانند طیف بین ۱۱ تا ۵۵ را داشته باشند که نمره بالاتر نشان‌دهنده فاصله‌گرفتن بیشتر است. این جمله از نمونه گویه‌های این ابزار است: "می‌توانم در مواقع سختی خون سرد

1. the ruminative response scale (RSQ)

3. Beck depression inventory-II

5. mood and anxiety symptom questionnaire-short form (MASQ-SF)

7. Soler, Franquesa, Feliu-Soler, Cebolla, & Garcia- Campayo

9. Jose, Gregorio, Duarte, & Simoes

11. Fabrigar & Wegener

2. Nolen-Hoeksema, & Morrow

4. Beck, Steer, & Brown

6. Watson & Clark

8. Gecht, Kessel, Mainz, Gauggel, & Druke

10. Kline

می‌کند. آیت‌ها بر اساس مقیاس ۰ تا ۳ درجه‌بندی می‌شوند و یک دوره زمانی ۲ هفته‌ای را نشان می‌دهند (به‌طور مثال، سؤال اول مربوط به "غمگینی" است. غمگینی بدین ترتیب سنجیده می‌شود که "۰ = من احساس غمگینی نمی‌کنم؛ ۱ = من خیلی اوقات احساس غمگینی می‌کنم؛ ۲ = من همیشه غمگین هستم؛ ۳ = من به قدری غمگین هستم که نمی‌توانم تحمل کنم."). این مقیاس همسانی درونی بالا در نمونه‌های دانشجویی و بالینی دارد (بک و همکاران، ۱۹۹۶) و پایایی بازآزمایی عالی نشان داده است (اسپرینکل، لوری، اینسکو، اتکینسون، جونز^۲ و همکاران، ۲۰۰۲). در ایران نیز، مشخصات روان‌سنجی این پرسشنامه بر روی یک نمونه ۹۴ نفری بررسی شد. ضریب آلفای ۰/۹۴، ضریب همبستگی میان دونیمه ۰/۸۹ و ضریب پایایی بازآزمایی به فاصله یک هفته ۰/۹۴ بود (دابسون^۳ و محمدخانی، ۲۰۰۷).

پرسشنامه اضطراب بک^۴: پرسشنامه اضطراب بک توسط بک و استیر (۱۹۹۰) گسترش یافت. این پرسشنامه شامل ۲۱ سؤال است و هر عبارت ۴ گزینه دارد (۰ تا ۳). دامنه نمرات آن نیز ۰ تا ۶۳ است. یک نمونه از گویه‌های این پرسشنامه بدین شرح است: "کرتختی و گزگز شدن". این پرسشنامه برای سنجش میزان اضطراب طراحی شده است (بک و استیر، ۱۹۹۰). پژوهش‌ها نشان می‌دهد که همسانی درونی مناسب و پایایی آزمون-بازآزمون خوب و روایی همگرا و واگرا قابل‌اعتماد برای پرسشنامه اضطراب بک وجود دارد (فدریخ، دودال و چمبلس^۵، ۱۹۹۲). در ایران نیز، مشخصات روان‌سنجی این پرسشنامه بررسی شد و میزان همسانی درونی آن به روش آلفای کرونباخ ۰/۹۲ و پایایی آزمون-بازآزمون آن ۰/۸۳ و میزان روایی آن ۰/۸۳ بود (کاویانی و موسوی، ۱۳۸۷).

روش اجرا و تحلیل داده‌ها

در پژوهش حاضر ابتدا اجازه‌نامه کتبی از دکتر فرسکو برای اعتباریابی آزمون گرفته شد. پس از آن، متن انگلیسی زیرمقیاس فاصله‌گرفتن پرسشنامه تجربه‌ها ترجمه گردید. سپس متن انگلیسی و فارسی به ۲ تن از اساتید روانشناسی و ۲ تن از افراد کارشناسی ارشد روانشناسی که مسلط به زبان

باشم". همان‌طور که پیش‌تر نیز ذکر شد، نتایج روایی همگرا و افتراقی نشان داد که پرسشنامه تجربه‌ها، همبستگی مثبت معنادار با ارزیابی مجدد و همبستگی منفی معنادار با اجتناب تجربه‌ای، نشخوارذهنی، فرونشانی هیجانی و مقیاس‌های خودگزارشی نشانه‌های افسردگی و اضطراب دارد (فرسکو و همکاران، ۲۰۰۷ الف).

پرسشنامه تنظیم هیجان: پرسشنامه تنظیم هیجان توسط گراس و جان (۲۰۰۳) گسترش یافته است. پرسشنامه تنظیم هیجان یک مقیاس ۱۰ آیتمی است که از دو جنبه تنظیم هیجان تشکیل شده است: ارزیابی مجدد و فرونشانی. خرده‌مقیاس ارزیابی مجدد، شامل ۶ آیتم است که توانایی اصلاح یا تغییر هیجان‌هایی که فرد تجربه می‌کند را ارزیابی می‌کند. یک نمونه از مواد این خرده‌مقیاس بدین شرح است: "من هیجان‌هایم را با تغییر دادن شیوه‌ای که درباره موقعیتی که در آن هستم فکر می‌کنم، کنترل می‌کنم". خرده‌مقیاس فرونشانی، شامل ۴ آیتم است که توانایی اجتناب یا جلوگیری از ابراز هیجان‌ها را ارزیابی می‌کند. یک نمونه از گویه‌های خرده‌مقیاس فرونشانی ارائه شده است: "من هیجان‌هایم را از طریق ابراز نکردن آن‌ها کنترل می‌کنم". ضریب آلفای کرونباخ برای ارزیابی مجدد ۰/۷۹ و برای فرونشانی ۰/۷۳ و اعتبار بازآزمایی برای کل مقیاس ۰/۶۹ گزارش شده است (گراس و جان، ۲۰۰۳). ضریب همسانی درونی این مقیاس در دانشگاه میلان، برای ارزیابی مجدد از ۰/۴۸ تا ۰/۶۸ و برای فرونشانی ۰/۴۲ تا ۰/۶۳ به دست آمده است (بالزاروتی^۱، جان و گراس، ۲۰۱۰). در ایران، پایایی این مقیاس (آلفای کرونباخ) برای کل مقیاس ۰/۷۱ و برای ارزیابی مجدد و فرونشانی به ترتیب ۰/۷۳ و ۰/۵۲ به دست آمده است (علیلو، قاسم‌پور، عظیمی، اکبری و فهیمی، ۱۳۹۱).

پرسشنامه افسردگی بک- ویرایش دوم: پرسشنامه افسردگی بک- ویرایش دوم توسط بک، استیر و براون (۱۹۹۶) گسترش یافت. این پرسشنامه یک مقیاس خودگزارشی ۲۱ آیتمی است که شدت نشانه‌های افسردگی شامل مؤلفه‌های عاطفی، شناختی، رفتاری، جسمی و انگیزشی افسردگی و همچنین، فکر خودکشی را ارزیابی

1. Balzarotti

3. Dobson

5. Fydrich, Dowdall, & Chambless

2. Sprinkle, Lurie, Insko, Atkinson, & Jones

4. Beck anxiety inventory

(KMO) و کرویت بارتلت^۲ بررسی شد. KMO برابر با ۰/۸۵ بود که رضایت‌بخش بود و آزمون بارتلت نیز معنادار بود. تحلیل عوامل با روش چرخش متمایل^۳ برای کشف و تأیید آیتم‌ها به کار برده شد. میزان همبستگی میان دو عامل در روش چرخش متمایل، ۰/۳۲ بود که همبستگی پایینی را نشان می‌دهد. در این تحلیل، دو عامل ۴ عبارتی و ۵ عبارتی از پرسشنامه تجربه‌ها به دست آمد. آیتم ۱ و ۷ به دلیل داشتن بار مشترک در عامل‌ها حذف شدند. در عامل اول عبارات ۲، ۳، ۴، ۵ و ۹ قرار گرفتند، بنابراین این عامل «واکنش منفی و قضاوتی نشان ندادن» نام گرفت؛ و عامل دوم شامل عبارات ۶، ۸، ۱۰ و ۱۱ بود؛ بنابراین این عامل نیز «آگاهی و مهربانی با خود» نام گرفت. این دو عامل روی هم‌رفته ۵۱ درصد واریانس را تبیین کردند.

جدول ۱. بار عاملی هر یک از ماده‌ها را برای هر یک از آن‌ها بعد از چرخش متمایل نشان می‌دهد. همچنین، همبستگی هر گویه با نمره کل و آلفای کرونباخ در صورت حذف گویه ارائه شده است.

جدول ۲ نیز نشان‌دهنده رابطه بین دو عامل با یکدیگر و با کل مقیاس است. نتیجه جدول ۲ نشان می‌دهد که رابطه دو عامل با کل مقیاس قوی است. همبستگی دو عامل با یکدیگر کمتر از همبستگی عامل‌ها با کل مقیاس است که نشان‌دهنده استقلال عامل‌ها از یکدیگر، درعین حال رابطه قوی با سازه زیربنایی پرسشنامه است. این روابط نشان‌دهنده پایایی پرسشنامه است. همچنین، با توجه به اینکه در نسخه اصلی پرسشنامه تجربه‌ها، عامل فاصله‌گرفتن تنها بر روی یک عامل بارگزاری شده بود، تحلیل عامل تأییدی برای وضعیت تک عاملی به کمک نرم‌افزار لیزرل ۸،۵۱ صورت گرفت. نتایج نشان داد که مدل تک عاملی از برآزش مناسبی برخوردار نیست ($\chi^2[55]=574/57$; $RMSEA=0/1$; $NFI=0/8$). بنابراین، به نظر می‌رسد مدل دو عاملی توضیح بهتری برای سازه فاصله‌گرفتن است. برای پاسخ به سوال پژوهش و بررسی وضعیت رتبه‌های درصدی پرسشنامه تجربه‌ها، در جدول ۳، هنجارهای درصدی عامل ۱ و ۲ پرسشنامه تجربه‌ها و نمره کل پرسشنامه تجربه‌ها را ارائه شده است.

انگلیسی بودند نیز ارائه شد و سپس پیشنهادها اصلاحی در ترجمه فارسی اعمال شد. پس از آن متن فارسی طبق درخواست فرسکو، برای او فرستاده شد. دو تن از دانشجویان ایرانی فرسکو متن فارسی را بررسی کردند و روی آن نظر دادند. پس از تأیید ترجمه فارسی توسط دانشجویان فرسکو، متن فارسی، توسط یک متخصص زبان انگلیسی به زبان اصلی برگردانده و با فرم اصلی مقایسه شد. پس از این مراحل مقیاس در اختیار ۲۲ نفر از دانشجویان قرار گرفت تا ابهامات و مشکلات عبارات بررسی شود. در نهایت پس از اعمال نظرات دانشجویان، فرم نهایی بر روی گروه نمونه اصلی اجرا شد.

یافته‌ها

نمونه غیربالینی شامل ۱۸۲ نفر (۱۴۴ زن و ۳۸ مرد) و شامل سه مقطع کارشناسی (۱۰۷ نفر)، کارشناسی ارشد (۶۵ نفر) و دکترا (۴ نفر) بودن دو مقطع تحصیلی ۶ نفر از آن‌ها نامشخص بود. نمونه به صورت در دسترس از بین دانشجویان دانشگاه‌های تهران انتخاب شدند. میانگین و انحراف معیار سنی گروه غیربالینی ۲۳/۳۷ (۱/۲) بود.

در ابتدا، در پاسخ به سؤال اول پژوهش، روایی همگرایی پرسشنامه تجربه‌ها از طریق خرده‌مقیاس ارزیابی مجدد پرسشنامه تنظیم هیجان محاسبه شد. بدین ترتیب، آزمون همبستگی بین پرسشنامه تجربه‌ها و خرده‌مقیاس ارزیابی مجدد، $r=0/462$ ($P<0/01$) صورت گرفت که نشان می‌دهد بین پرسشنامه تجربه‌ها با خرده‌مقیاس ارزیابی مجدد، رابطه معناداری وجود دارد.

برای پاسخگویی به سؤال ۲ پژوهش، روایی و اگر پرسشنامه تجربه‌ها از طریق اجرای هم‌زمان مقیاس افسردگی و اضطراب بک و خرده‌مقیاس فرونشانی از پرسشنامه تنظیم هیجان محاسبه شد. نتایج ضرایب همبستگی مقیاس افسردگی بک و اضطراب بک به ترتیب $r=-0/543$ و $r=-0/359$ ($P<0/01$) و با خرده‌مقیاس فرونشانی از پرسشنامه تنظیم هیجان $r=0/096$ بود. به منظور بررسی روایی سازه و پاسخ به سؤال ۳ پژوهش، از تحلیل عاملی اکتشافی استفاده شد. ابتدا کفایت اندازه نمونه ($n=182$) با استفاده از آزمون کفایت نمونه‌گیری کایر-مایر-اولکین^۱

1. Kaiser-Meyer-Olkin
3. oblimin rotation

2. Bartlett's test of sphericity

جدول ۱. نتایج تحلیل عاملی عبارات پرسشنامه تجربه‌ها

آیتم‌های پرسشنامه تجربه‌ها	M (SD)	عامل اول (عدم واکنش منفی)	عامل دوم (آگاهی و مهربانی با خود)	همبستگی با نمره کل	الفای کرونباخ در صورت حذف گویه
EQ1 بهتر (از قبل) می‌توانم خودم را آن‌طور که هستم بپذیرم.	۳/۶۶ (۰/۹۹)	۰/۳۶۳	-۰/۳۶۵	۰/۵۲**	۰/۸۰۵
EQ2 در مواقع استرس می‌توانم منطقی و به خوبی فکر کنم.	۳/۰۳ (۰/۹۵)	۰/۷۱۲		۰/۵۴**	۰/۸۰۳
EQ3 من متوجه هستم که درباره مشکلات خودم را خیلی سرزنش نمی‌کنم.	۲/۹۱ (۱/۰۵)	۰/۷۱۱		۰/۳۹**	۰/۸۱۷
EQ4 من می‌توانم خودم را از افکار و احساساتم جدا کنم.	۲/۶۷ (۱/۰۴)	۰/۶۲۵		۰/۵۱**	۰/۸۰۶
EQ5 می‌توانم در مواقع سختی خونسرد باشم.	۳ (۰/۹۶)	۰/۶۸۱		۰/۶۴**	۰/۷۹۴
EQ6 می‌توانم با خودم با مهربانی رفتار کنم.	۳/۵ (۰/۹۹)		۰/۴۹۰	۰/۵۱**	۰/۸۰۶
EQ7 می‌توانم احساسات ناخوشایندم را مشاهده کنم بدون این که در آنها غرق شوم.	۲/۹ (۱)	۰/۴۱۲	-۰/۴۴۵	۰/۶۱**	۰/۷۹۶
EQ8 احساس می‌کنم کاملاً از آنچه که در اطرافم و درونم می‌گذرد، آگاه هستم.	۳/۵ (۰/۸۹)		۰/۸۷۰	۰/۵۱**	۰/۸۰۶
EQ9 می‌توانم واقعاً ببینم که من، افکارم نیستم.	۲/۸۲ (۰/۹۷)	۰/۳۴۰		۰/۱۲**	۰/۸۴۰
EQ10 من به طور هشیارانه از بدنم حسی به صورت یک کل دارم و از آن آگاه هستم.	۳/۵۷ (۰/۹۱)		۰/۸۱۰	۰/۵۴**	۰/۸۰۳
EQ11 به چیزها از منظری گسترده می‌نگرم.	۳/۴۶ (۱/۰۱)		۰/۷۱۲	۰/۵**	۰/۸۰۷

این جدول مربوط به پاسخ به سوال ۳ پژوهش است. $P < ۰/۱$

جدول ۲. همبستگی میان خرده‌مقیاس‌ها و نمره کل پرسشنامه تجربه‌ها

۳	۲	۱
		--
		۰/۴۶۸**
	--	
	۰/۸۳۷**	۰/۸۴۸**
--		

این جدول مربوط به پاسخ به سوال ۳ پژوهش است. $P < ۰/۰۱$

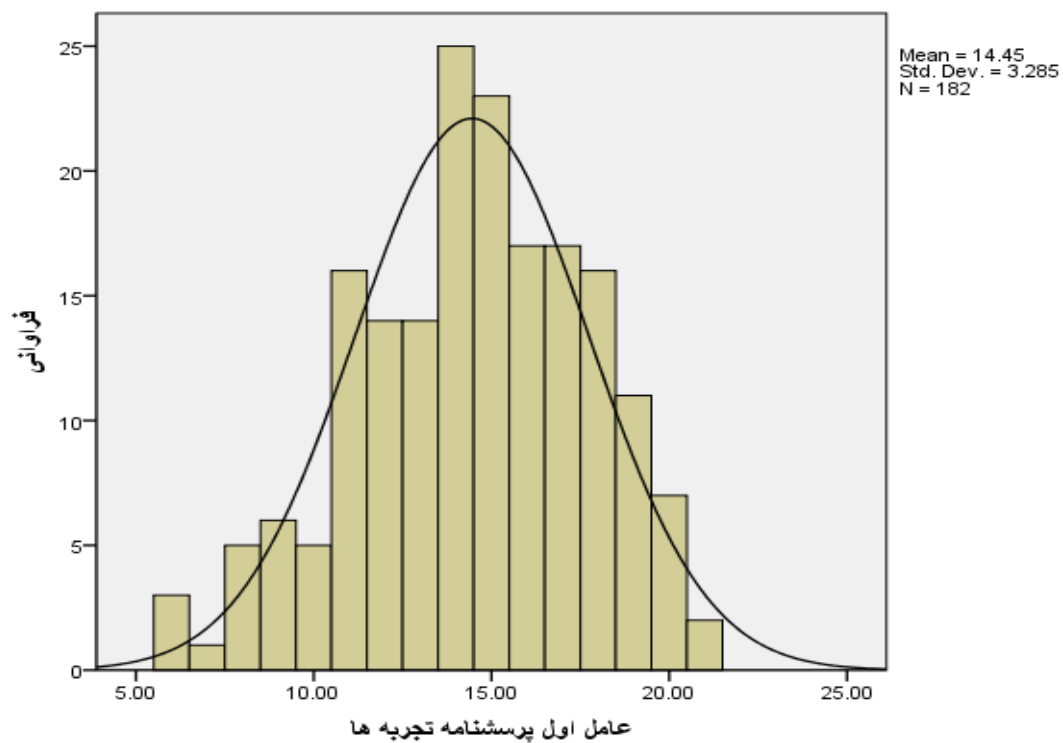
جدول ۳. نمرات خام و رتبه‌های درصدی درصدهای عامل‌های ۱ و ۲ و نمره کل پرسشنامه تجربه‌ها

رتبه‌های درصدی	نمرات خام عامل اول	نمرات خام عامل دوم	نمرات کل پرسشنامه
۵	۸/۱۵	۹	۲۰
۱۰	۱۰	۱۱	۲۲
۲۰	۱۱/۶	۱۲	۲۴
۳۰	۱۳	۱۳	۲۶
۴۰	۱۴	۱۳	۲۷
۵۰	۱۵	۱۴	۲۸
۶۰	۱۵	۱۵	۳۰
۷۰	۱۶	۱۶	۳۲
۸۰	۱۷/۴	۱۶	۳۳
۹۰	۱۹	۱۸	۳۵
۹۵	۱۹/۸۵	۱۸/۸۵	۳۷

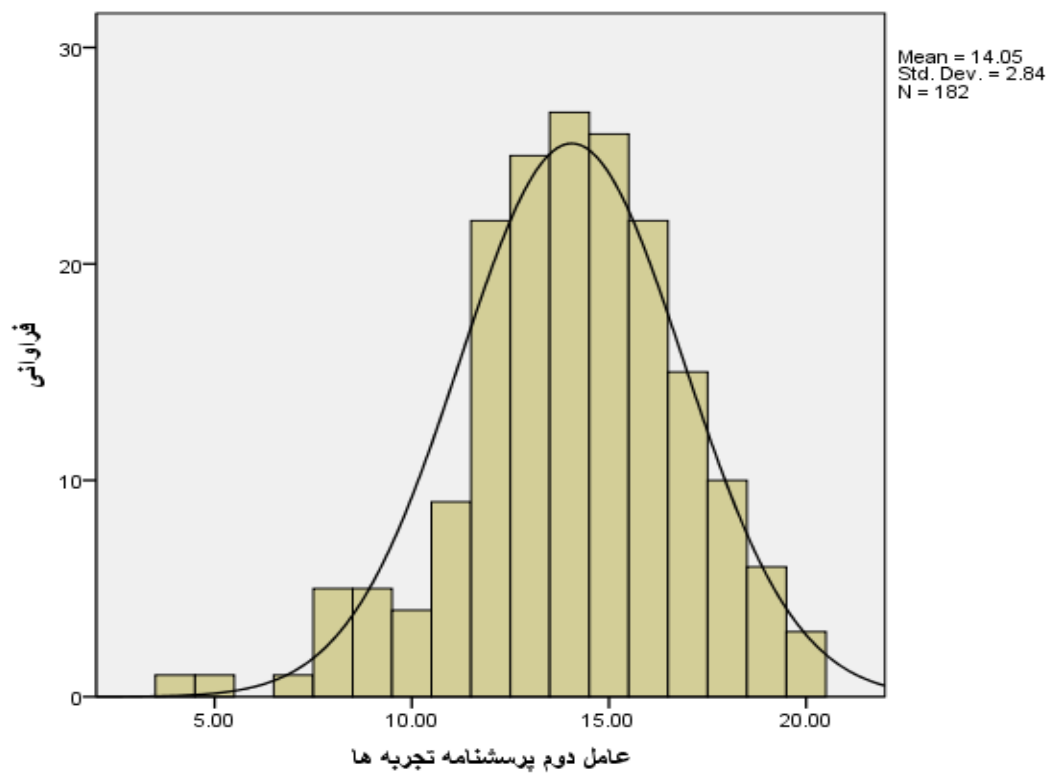
این جدول مربوط به پاسخ به سوال ۴ پژوهش است.

در نمودار ۱ و ۲، توزیع نمرات دانشجویان در عامل ۱ و

۲ پرسشنامه تجربه‌ها ارائه شده است.



نمودار ۱. توزیع نمرات دانشجویان در عامل اول پرسشنامه تجربه‌ها



نمودار ۲. توزیع نمرات دانشجویان در عامل دوم پرسشنامه تجربه‌ها

بحث و نتیجه‌گیری

این پژوهش با هدف بررسی روایی و پایایی پرسشنامه تجربه‌ها انجام شد که راهبرد تنظیم هیجان فاصله‌گرفتن را ارزیابی می‌کند. این پرسشنامه به سبب جدید بودن و عدم وجود چنین مقیاسی در ایران گزینه مناسبی بود. به‌منظور بررسی مشخصات روان‌سنجی پرسشنامه تجربه‌ها، روایی همگرا و واگر با کمک خرده‌مقیاس‌های پرسشنامه تنظیم هیجان و مقیاس افسردگی و اضطراب بک ارزیابی شد. همچنین، برای بررسی پایایی مقیاس از تحلیل عاملی استفاده شد. علاوه بر این، رتبه درصدی و میزان کجی عامل‌های اول و دوم پرسشنامه تجربه‌ها بررسی گردید.

در روایی واگرا بین پرسشنامه تجربه‌ها و مقیاس افسردگی و اضطراب بک همبستگی منفی و معنادار به دست آمد که این یافته به این معناست که هرچه نمره اضطراب و افسردگی فرد بیشتر باشد فرد در فاصله‌گرفتن بیشتر مشکل دارد. این یافته منطبق با یافته‌های پژوهش فرسکو و همکاران (۲۰۰۷ الف) است. درواقع، از نظر بالینی، سوگیری مربوط به توجه کردن به تجربه‌های شخصی که در افراد مبتلا به افسردگی دیده می‌شود، با به دست آوردن توانایی فاصله‌گرفتن کاهش می‌یابد (واتکینز^۱، تیزدل و ویلیامز، ۲۰۰۰) و در نتیجه افسردگی کاهش می‌یابد.

علاوه بر این، روایی واگرا پرسشنامه تجربه‌ها با راهبردهای تنظیم هیجان انطباقی و غیرانطباقی سنجیده شد. بر این اساس، روایی افتراقی با عامل فرونشانی پرسشنامه تنظیم هیجان نیز طبق انتظار همبستگی غیرمعنادار مثبت نشان داد. این نتیجه بدین معناست که همان‌طور که انتظار می‌رفت، راهبرد تنظیم هیجانی فرونشانی که غیرانطباقی محسوب می‌شود، رابطه منفی با عامل فاصله‌گرفتن دارد که یک روش مناسب تنظیم هیجان است (فرسکو و همکاران، ۲۰۰۷ الف). روایی همگرا نشان داد که میان پرسشنامه تجربه‌ها و خرده‌مقیاس ارزیابی مجدد رابطه مثبت و معناداری وجود دارد. این نتیجه نشان می‌دهد که عامل فاصله‌گرفتن به‌عنوان یک راهبرد انطباقی تنظیم هیجان، با راهبرد تنظیم هیجانی انطباقی دیگر یعنی ارزیابی مجدد مرتبط است (فرسکو و همکاران، ۲۰۰۷ الف). در کل، این نتایج نشان می‌دهد نسخه

فارسی پرسشنامه تجربه‌ها، روایی و پایایی مناسبی برای اندازه‌گیری فاصله‌گرفتن دارد.

رابطه مثبت معنادار سازه فاصله‌گرفتن با راهبرد انطباقی تنظیم هیجان (ارزیابی مجدد) و رابطه غیرمعنادار فاصله‌گرفتن با راهبرد غیرانطباقی تنظیم هیجان (فرونشانی)، بدان دلیل است که فاصله‌گرفتن در تضاد با شکل خودمتمکز توجه است و یک راهبرد تنظیم هیجانی انطباقی است. فاصله‌گرفتن سبب می‌شود که یک مشاهده مجزا و فاصله‌دار از احساسات و افکار فرد اتفاق بیفتد. این کار سبب می‌شود افکار و احساسات بجای اینکه به‌عنوان انعکاس خود^۲ یا واقعیت در نظر گرفته شود، به‌عنوان محصولات ذهن بازنشاسی شوند. دیدن افکار و احساسات به‌صورت محصولات ذهن، اجازه می‌دهد که به آن‌ها پاسخ خاصی داده نشود (فرسکو و همکاران، ۲۰۰۷ الف). علاوه بر این، دیدگاه فاصله‌دار، سبب می‌شود که افراد بر روی ویژگی‌های کمتر هیجانی تجربه متمرکز شوند و این بازسازی مجدد واقعه، آن را کمتر دردناک می‌کند (کراس، آیدوک و میشل^۳، ۲۰۰۵).

نتایج تحلیل عاملی نیز نشان داد که این پرسشنامه دو عامل را به‌خوبی می‌سنجد. اگرچه در نسخه اصلی، تمام آیتم‌های پرسشنامه تجربه‌ها روی یک عامل بارگزاری شده بودند (فرسکو و همکاران، ۲۰۰۷ الف) ولی در این پژوهش ۲ عامل به دست آمد و نتایج تحلیل عامل تأییدی برای یک عامل نیز رضایت‌بخش نبود. در پژوهش حاضر، ابتدا آیتم‌ها بر روی ۳ عامل بارگزاری شده بودند، ولی با حذف آیتم ۱ که در هر ۳ عامل به‌طور مشترک بارگزاری شده بود، تعداد عوامل به ۲ عامل کاهش پیدا کرد. سپس آیتم مشترک دیگر بین دو عامل باقیمانده یعنی آیتم ۷ نیز حذف گردید.

به دست آوردن این ۲ عامل با وجوه پرسشنامه تجربه‌ها که توسط تیزدل با مشورت سگال و ویلیامز تهیه شده است، مرتبط است. مفهوم فاصله‌گرفتن در پرسشنامه تجربه‌ها، ۳ وجه را دربر دارد: ۱- توانایی دیدن خود فرد به‌این‌ترتیب که خود را مترادف افکارش ندارد؛ ۲- توانایی اینکه به‌صورت عادی به تجربه‌های منفی خود واکنش نشان ندهد و ۳- توانایی مهربان بودن با خود. بر این اساس، به کمک این وجوه نام‌گذاری عامل‌های پرسشنامه تجربه‌ها صورت

در مجموع یافته‌های موجود روایی و پایایی نسخه فارسی پرسشنامه تجربه‌ها را در بین نمونه غیربالینی دانشجویان تأیید می‌نماید. با توجه به اینکه محدودیت این پژوهش، بسنده کردن به جمعیت غیربالینی دانشجویی بوده است، پیشنهاد می‌شود که در پژوهش‌های آتی مشخصات روان‌سنجی پرسشنامه تجربه‌ها، در جمعیت عمومی و در جمعیت بالینی نیز بررسی شود.

سپاسگزاری

از دکتر فرسکو و شاگردان ایرانی ایشان بابت همکاری و بازخورد دادن به ترجمه متن پرسشنامه تجربه‌ها تشکر و قدرانی می‌شود.

منابع

- علیلو، م. م.، قاسم‌پور، ع.، عظیمی، ز.، اکبری، ا.؛ و فهیمی، ص. (۱۳۹۱). نقش راهبردهای تنظیم هیجانی در پیش‌بینی صفات شخصیت مرزی. *اندیشه و رفتار*، ۲۴، ۹-۱۸.
- کاویانی، ه.؛ و موسوی، ا. س. (۱۳۸۷). مشخصه‌های روان‌سنجی نسخه فارسی پرسشنامه اضطراب بک. *مجله پزشکی دانشگاه تهران*، ۶۵ (۲)، ۱۳۶-۱۴۰.
- Ayduk, O., & Kross, E. (2008). Enhancing the pace of recovery: Self-distanced analysis of negative experiences reduces blood pressure reactivity. *Psychological Science*, 19(3), 229-231.
- Balzarotti, S., John, O. P., & Gross, J. J. (2010). An Italian Adaptation of the Emotion Regulation Questionnaire. *European Journal of Psychological Assessment*, 26 (1), 61-67.
- Beck, A. T., Rush, A. J., Shaw, B. F., & Emery, G. (1979). *Cognitive therapy of depression*. New York: Guilford Press.
- Beck, A. T., & Steer, R. A. (1990). *The Beck Anxiety Inventory manual*. San Antonio, TX: Psychological Corporation.
- Beck, A. T., Steer, R. A., & Brown, G. K. (1996). *Manual for the Beck Depression Inventory, 2nd ed.* San Antonio, TX: The Psychological Corporation.
- Bishop, S. R., Lau, M., Shapiro, S. L., Carlson, L., Anderson, N. D., Carmody, J., et al. (2004). Mindfulness: A proposed operational definition. *Clinical Psychology: Science and Practice*, 11, 230-241.
- Dobson, K.S. and Mohammad Khani, P. (2007) Psychometric Characteristics Beck Depression Inventory-2 in a Large Sample of Patients with Major Depressive Disorder. *Iranian Journal of Rehabilitation in Mental Disorders*, 8, 80-86.
- Fabrigar, L. R., & Wegener, D. T. (2012). *Exploratory factor analysis*. New York, NY: Oxford University Press.

گرفته است؛ بنابراین، در پژوهش حاضر، این پرسشنامه شامل دو عامل «عدم واکنش منفی» و «آگاهی و مهربانی با خود» است. شایان ذکر است این وجوه سه‌گانه به‌هیچ‌عنوان در تحلیل عاملی نسخه اصلی آزمون به‌صورت ۳ عامل جداگانه خود را نشان ندادند و همان‌طور که پیش‌تر بیان شد عامل فاصله‌گرفتن بر روی یک عامل واحد بارگزاری شده است (فرسکو و همکاران، ۲۰۰۷ الف)؛ بنابراین، این وجوه صرفاً تعریفی مفهومی از ابعاد مختلف سازه فاصله‌گرفتن هستند. ولی با توجه به اینکه در نسخه فارسی تک عاملی بودن فاصله‌گرفتن مشاهده نشد، از این وجوه برای نام‌گذاری عوامل استفاده شده است. همچنین، رتبه‌های درصدی نمرات خام عامل‌ها و نمودار هیستوگرام عامل اول و دوم نشان می‌دهد که عامل اول تقریباً توزیع نرمال دارد و عامل دوم کجی منفی دارد که با توجه به اینکه نمونه غیربالینی بوده است این انتظار وجود دارد که با توجه به سالم بودن نمونه، تعداد بیشتری از افراد از راهبرد تنظیم هیجانی فاصله‌گرفتن استفاده نمایند و بدین ترتیب، کجی منفی کاملاً قابل‌انتظار بوده است.

در مجموع، فاصله‌گرفتن به‌عنوان مکانیزم تغییر در درمان شناختی افسردگی شناخته می‌شود (سفران و سگال، ۱۹۹۰؛ بک، راش، شو و امری^۱، ۱۹۷۹ و اینگرام و هولون، ۱۹۸۶) و در علاقه‌مندی فعلی به تلفیق رویکردهای درمانی ذهن‌آگاهی و پذیرش (تیزدل و همکاران، ۲۰۰۲؛ سگال و همکاران، ۲۰۰۲؛ هیز و همکاران، ۲۰۰۴) مورد توجه قرار گرفته است. علاوه بر این، به‌عنوان یکی از راهبردهای تنظیم هیجان در مدل بدتنظیمی هیجان و درمان تنظیم هیجان (منین و فرسکو، ۲۰۱۳ الف) و درمان شناختی مبتنی بر ذهن‌آگاهی (سگال و همکاران، ۲۰۰۲) در نظر گرفته شده است؛ بنابراین، به نظر می‌رسد فاصله‌گرفتن، به‌عنوان یکی از مکانیزم‌های تغییر درمانی و یکی از راهبردهای تنظیم هیجان از زمان درمان شناختی کلاسیک تا درمان‌های موج سوم، اهمیت خود را نشان داده است. با توجه به اینکه، تک‌تک این درمان‌ها در داخل ایران نیز به‌طور روزافزون در حال استفاده هستند، داشتن نسخه فارسی ابزار اندازه‌گیری این سازه در پژوهش‌های داخلی ضروری می‌نماید. در این راستا،

- Ochsner, K. N., Beer, J. S., Robertson, E. R., Cooper, J. C., Gabrieli, J. D., Kihlstrom, J.F., et al. (2005). The neural correlates of direct and reflected self-knowledge. *Neuroimage*, 28(4), 797-814.
- Ochsner, K., & Gross, J. (in press). Cognitive emotion regulation: Insights from social cognitive and affective neuroscience. *Current Directions in Psychological Science*.
- Palmeira, L., Trindade, I. A., & Ferreira, C. (2014). Can the impact of body dissatisfaction on disordered eating be weakened by one's decentering abilities? *Eating Behaviors*, 15, 392-396.
- Safran, J. D., & Segal, Z. V. (1990). *Interpersonal process in cognitive therapy*. New York: Basic Books, p117.
- Sauer, S., & Baer, R. A. (2010). Mindfulness and decentering as mechanisms of change in mindfulness- and acceptance-based interventions. In R. A. Baer (Ed.), *Assessing mindfulness and acceptance processes in clients: Illuminating the theory and practice of change* (pp. 25-50) (New Harbinger).
- 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: The Guilford Press.
- Soler, J., Franquesa, A., Feliu-Soler, A., Cebolla, A., Garcia-Campayo, J., Tejedor, R., Demarzo, M., Banos, R., Pascual, J. C., & Portella, M. J. (2014). Assessing decentering: Validation, psychometric properties and clinical usefulness of the Experiences Questionnaire in a Spanish sample. *Behaviour Therapy*. doi: 10.1016/j.beth.2014.05.004.
- Sprinkle, S. D., Lurie, D., Insko, S. L., Atkinson, G., Jones, G. L., Logan, A. R., & Bissada, N. N. (2002). Criterion validity, severity cut scores and test-retest reliability of the Beck Depression Inventory-II in a university counseling center sample. *Journal of Counseling Psychology*, 49, 381-385.
- Teasdale, J. D., Moore, R. G., Hayhurst, H., Pope, M., Williams, S., & Segal, Z. V. (2002). Metacognitive awareness and prevention of relapse in depression: Empirical evidence. *Journal of Consulting and Clinical Psychology*, 70, 275-287.
- Teasdale, J. D., Segal, Z., & Williams, J. M. G. (1995). How does cognitive therapy prevent depressive relapse and why should attentional control (mindfulness) training help? *Behaviour Research and Therapy*, 33(1), 25-39.
- Watkins, E., Teasdale, J. D., & Williams, J. M. G. (2000). Decentering and distraction reduce overgeneral autobiographical memory in depression. *Psychological Medicine*, 30, 911-920.
- Watson, D., & Clark, L. A. (1991). The Mood and Anxiety Symptom Questionnaire (MASQ). *Unpublished manuscript*. University of Iowa, Iowa City.
- Fresco, D. M., Moore, M. T., van Dulmen, M., Segal, Z. V., Teasdale, J. D., Ma, H., Williams, J. M. G. (2007a). Initial psychometric properties of the Experiences Questionnaire: Validation of a self-report measure of decentering. *Behaviour Therapy*, 38, 234-246.
- Fresco, D. M., Segal, Z. V., Buis, T., & Kennedy, S. (2007b). Relationship of posttreatment decentering and cognitive reactivity relapse in major depression. *Journal of Consulting and Clinical Psychology*, 75 (3), 447-455.
- Fydrich, T., Dowdall, D., & Chambless, D. L. (1992). Reliability and validity of the Beck Anxiety Inventory. *Journal of Anxiety Disorder*, 6, 55-61.
- Gecht, J., Kessel, R., Mainz, V., Guggel, S., Druke, B., Scherer, A., & Forkmann, T. (2014). Measuring decentering in self-reports: Psychometric properties of the Experiences Questionnaire in a German sample. *Psychotherapy Research*, 24 (1), 67-79.
- Gross, J. J., & John, O. P. (2003). Individual differences in two emotion regulation processes: Implications affect relationships and well-being. *Journal of Personality and Social Psychology*, 85, 348-362.
- Hayes, S. C., Strosahl, K. D., & Wilson, K. G. (1999). *Acceptance and Commitment Therapy: An experiential approach to behavior change*. New York: The Guilford Press.
- Hayes, S. C., Strosahl, K. D., Wilson, K. G., Bissett, R. T., Pistorello, J., Toarmino, D., Polusny, M. A., Dykstra, T. A., Batten, S. V., Bergan, J., Stewart, S. H., Zvolensky, M. J., Eifert, G. H., Bond, F. W., Forsyth, J. P., Karekla, M., & McCurry, S. M. (2004). Measuring experiential avoidance: A preliminary test of a working model. *Psychological Record*, 54, 553-578.
- Ingram, R. E., & Hollon, S. D. (1986). Cognitive therapy for depression from an information processing perspective. (pp. 259-281). In R. E. Ingram (Ed.) *Information processing approaches to clinical psychology*. San Diego, CA: Academic Press. P. 272.
- Jose, P-G., Gregorio, S., Duarte, C., & Simoes, L. (2013). Decentering: psychometric properties of the Portuguese version of the Experience Questionnaire. *The First International Conference on Mindfulness*, Rome, Italy.
- Kline, R. B. (2011). *Principles and practice of structural equation modeling* (3rd ed.). New York, NY: The Guilford Press.
- Kross, E., Ayduk, Ö., & Mischel, W. (2005). When asking "why?" does not hurt: Distinguishing rumination from reflective processing of negative emotions. *Psychological Science*, 16, 709-714.
- Mennin, D. S., & Fresco, D. M. (2013a). Emotion regulation therapy for generalized anxiety disorder. *Unpublished manual*.
- Mennin, D. S., & Fresco, D. M. (2013b). Emotion Regulation Therapy. (pp. 469-490). In J. J. Gross (Ed.). *Handbook of emotion regulation, 2nd Ed.* New York, NY: Guilford Press.
- Moore, R. G., Hayhurst, H., & Teasdale, J. D. (1996). Measure of Awareness and Coping in Autobiographical Memory: Instruction for administering and coding. *Unpublished manuscript*, University of Cambridge: Cambridge, MA.
- Nolen-Hoeksema, S., & Morrow, J. (1991). Effects of rumination and distraction on naturally occurring depressed mood. *Cognition and Emotion*, 7, 561-570.