Applied Psychology, Volume 17, Issue 2, 2023, 167-191

ISSN: 2008-4331, eISSN: 2645- 3541

Research Article

Iranian Adaptation of the Revised Adult Attachment Scale: Validity and Reliability in the General Population

Ahmad Asgarizadeh[1*], Shahla Pakdaman[2], Mahsa Hunjani[3] & Saeed Ghanbari[4]

1. Ph.D. Student in Psychology, Education and Psychology Faculty, Shahid Beheshti University, Tehran, Iran. Email: a_asgarizadeh@sbu.ac.ir
2. Associate Professor, Education and Psychology Faculty, Shahid Beheshti University, Tehran, Iran. Email: pakdaman.shahla@gmail.com
3. MSc in Clinical Family Psychology, Family Research Institute, Shahid Beheshti University, Tehran, Iran. Email: mahsahunjani@gmail.com
4. Assistant Professor, Education and Psychology Faculty, Shahid Beheshti University, Tehran, Iran. Email: s_ghanbari@sbu.ac.ir

Published online: June 22, 2023

Accepted: April 6, 2023

Revised: March 18, 2023

Received: January 17, 2023

Abstract

Aim: The Revised Adult Attachment Scale (RAAS) is a well-established self-report measure designed for research purposes. Despite its extensive use in Iranian populations, the current study aimed to evaluate the factor structure, convergent validity, and reliability of RAAS in Iranian community adults.

Method: A sample of 605 participants (354 females, 251 males) was randomly divided into two samples (n1 = 303, n2 = 302) for factor analytic purposes. Alongside RAAS, measures of mentalizing capacity, emotion dysregulation, and borderline personality disorder were administered. Exploratory and confirmatory factor analyses were applied to assess the factor structures proposed for its original version.

Results: Overall, factor analyses suggested the two-factor structure (anxiety and avoidance) to be a better fit for the data. Due to weak factor loadings, six items were removed, resulting in a 12-item scale. Additionally, anxiety and avoidance demonstrated significant correlations with attachment-related instruments ($p < .001$), and their internal consistencies were deemed acceptable ($\alpha = .83$ and .76, respectively).

Conclusion: Our findings support the Iranian adaptation of RAAS in the general population, aligning with previous theoretical underpinnings.

Key words: *Adult Attachment, Anxiety, Avoidance, Factor Structure, Psychometric Properties*

Citation: Asgarizadeh, A., Pakdaman, Sh., Hunjani, M., & Ghanbari, S. (2023). Iranian Adaptation of the Revised Adult Attachment Scale: Validity and Reliability in the General Population. *Appl. Psychol, 17 (2):167-191.*

OPEN ACCESS

10.48308/APSY.2023.230293.1443

Copyright: © 2023 by the authors. This work is licensed under a Creative Commons Attribution-NonCommercial 4.0 International License.

فصلنامهٔ روان‌شناسی کاربردی، دورهٔ ۱۷، شمارهٔ ۲، تابستان ۱۴۰۲، ۱۹۱-۱۶۷
ISSN: 2008-4331, eISSN: 2645- 3541

مقاله پژوهشی

نسخهٔ ایرانی مقیاس تجدیدنظرشدهٔ دلبستگی بزرگسال: روایی و پایایی در جمعیت عمومی

احمد عسگری‌زاده[1*]، شهلا پاکدامن[2]، مهسا هونجانی[3] و سعید قنبری[4]
۱ .دانشجوی دکتری روان‌شناسی، دانشکدهٔ علوم تربیتی و روان‌شناسی، دانشگاه شهید بهشتی، تهران، ایران. ایمیل: a_asgarizadeh@sbu.ac.ir
۲ .دانشیار، دانشکدهٔ علوم تربیتی و روان‌شناسی، دانشگاه شهید بهشتی، تهران، ایران. ایمیل: pakdaman.shahla@gmail.com
۳ .کارشناس ارشد روان‌شناسی بالینی خانواده، پژوهشکدهٔ خانواده، دانشگاه شهید بهشتی، تهران، ایران. ایمیل: mahsahunjani@gmail.com
۴. استادیار، دانشکده علوم تربیتی و روان‌شناسی، دانشگاه شهید بهشتی، تهران، ایران. ایمیل: s_ghanbari@sbu.ac.ir

دریافت مقاله: ۱۴۰۱/۱۰/۲۷ بازنگری مقاله: ۱۴۰۱/۱۲/۲۷ پذیرش: ۱۴۰۲/۰۱/۱۷ انتشار آنلاین: ۱۴۰۲/۰۴/۰۱

چکیده

هدف: مقیاس تجدیدنظرشدهٔ دلبستگی بزرگسال، سنجهٔ خودگزارش‌دهی شناخته‌شده‌ای برای اهداف پژوهشی است. ساختار سه‌عاملی این مقیاس، علی‌رغم فقدان شواهدی که از ویژگی‌های روان‌سنجی آن حمایت کنند، سال‌ها در جمعیت‌های ایرانی به کار گرفته شده است. مطالعهٔ حاضر هدف در بررسی ساختار عاملی، روایی همگرا و پایایی مقیاس تجدیدنظرشدهٔ دلبستگی در بزرگسالان جامعهٔ ایرانی داشت.

روش: نمونه‌ای متشکل از ۶۰۵ شرکت‌کننده (۳۵۴ زن، ۲۵۱ مرد)، به‌طور تصادفی و با هدف تحلیل عاملی به دو نمونهٔ مجزا (n_2 = ۳۰۲، n_1 = ۳۰۳) تقسیم شدند. علاوه بر مقیاس تجدیدنظرشدهٔ دلبستگی بزرگسال، سنجه‌هایی از ذهنی‌سازی، بدتنظیمی هیجان و اختلال شخصیت مرزی اجرا شدند. تحلیل عاملی اکتشافی و تأییدی برای ارزیابی ساختارهای عاملی پیشنهادشده در نسخهٔ اصلی به کار گرفته شدند.

یافته‌ها: در مجموع، تحلیل عاملی حاکی از آن بود که ساختار دوعاملی (اضطراب و اجتناب) برازش بهتری با داده‌ها دارد. به‌دلیل بار عاملی ضعیف، شش گویه حذف شدند و در نتیجه مقیاسی ۱۲ گویه‌ای به دست آمد. مضاف بر این، اضطراب و اجتناب با ابزارهای مرتبط با دلبستگی همبستگی معناداری نشان دادند ($p<۰/۰۰۱$) و همسانی درونی‌شان نیز قابل قبول بود (به‌ترتیب α برابر با ۰/۸۳ و ۰/۷۶).

نتیجه‌گیری: یافته‌های ما با بنیان‌های نظری پیشین همخوان بود و از نسخهٔ ایرانی مقیاس تجدیدنظرشدهٔ دلبستگی بزرگسال برای استفاده در جمعیت عمومی حمایت کرد.

کلید واژه‌ها: *اجتناب، اضطراب، دلبستگی بزرگسال، ساختار عاملی، ویژگی‌های روان‌سنجی*

استناد به این مقاله: عسگری‌زاده، احمد.، پاکدامن، شهلا.، هونجانی، مهسا.، و قنبری، سعید. (۱۴۰۲). نسخهٔ ایرانی مقیاس تجدیدنظرشدهٔ دلبستگی بزرگسال: روایی و پایایی در جمعیت عمومی. *فصلنامهٔ روان‌شناسی کاربردی*، ۱۷ (۲): ۱۹۱-۱۶۷.

OPEN ACCESS
10.48308/APSY.2023.230293.1443
Copyright: © 2023 by the authors. This work is licensed under a Creative Commons Attribution-NonCommercial 4.0 International License.

مقدمه

نظریۀ دلبستگی توسط بالبی (۱۹۶۹) پایه‌گذاری شد. دلبستگی، به گرایش عاطفی کودک نسبت به مراقب اشاره دارد؛ گرایشی که خصوصاً در زمان‌های پریشانی به چشم می‌خورد (گراهام و آنترشوت، ۲۰۱۵). به اعتقاد بالبی (۱۹۷۳) روابط کودک با مراقبانش در سال‌های نخستین زندگی، منجر به شکل‌گیری الگوهایی می‌شود که بر شیوۀ تعاملات فرد در بزرگسالی اثرگذار است. مطالعات نشان داده‌اند که الگوهای ناایمنی در دلبستگی با سلامت روان (ژانگ، لی، زی، چن، زو و هادسون، ۲۰۲۲)، بدتنظیمی هیجانی و نقص در ظرفیت ذهنی‌سازی[1](میکولینسر و شیور، ۲۰۱۹؛ فوناگی و لویتن، ۲۰۱۸؛ بشارت، ۱۳۹۱)، اختلال شخصیت مرزی (اسمیت و ساوث، ۲۰۲۰) و اختلالات دو قطبی و افسردگی (هرستل، بتز، پنزل، چچلنیزکی، فیلیهاگ و آنتونوچی و همکاران، ۲۰۲۱؛ داگان، فاکامپره و برنارد، ۲۰۱۸) مرتبط است. پژوهش در باب دلبستگی، به واسطۀ تاثیر آن بر بسیاری از پدیده‌های زیستی-روانی-اجتماعی، توجه روزافزونی را به خود جلب کرده و پژوهشگران را با چالش سنجش آن مواجه ساخته است (راویتز، ماندر، هانتر، استانکیا و لنسی، ۲۰۱۰). سنجش دلبستگی تاکنون به روش‌های مختلفی انجام شده است، از جمله مصاحبه (جرج، کاپلان و مین، ۱۹۹۶)، مشاهدۀ رفتار (وامپلر، ریگز و کیمبال، ۲۰۰۴)، کدگذاری روایت‌ها (جرج و وست، ۲۰۰۱) و پرسش‌نامه‌های خودگزارش‌دهی (برای مثال، بارتولومیو و هورووویتز، ۱۹۹۱؛ هازان و شیور، ۱۹۸۷). با این حال، به نظر می‌رسد مقیاس‌های خودگزارش‌دهی، به دلیل سهولت در اجرا، رایج‌ترین ابزار نزد پژوهشگران‌اند.

یکی از مشهورترین ابزارها در این حوزه، سنجه‌ای ۱۸ گویه‌ای است که کالینز و رید (۱۹۹۰) تحت عنوان «مقیاس دلبستگی بزرگسال» ارائه کرده‌اند. ویژگی‌های روان‌سنجی این مقیاس با استفاده از سه مطالعه (با حجم نمونۀ ۴۰۶، ۱۱۸ و ۱۴۲) به دست آمده و در مطالعۀ چهارم (کالینز، ۱۹۹۶) مورد بازبینی و اصلاح قرار گرفته است. این ابزار به‌منظور غلبه بر محدودیت‌های مقیاس تک‌عاملی هازان و شیور (۱۹۸۷) پدید آمده است. کالینز (۱۹۹۰) پیشنهاد می‌کند که به جای استفاده از سبک‌های دلبستگی، پرداختن به ابعاد دلبستگی (از جمله نزدیکی[2] و وابستگی[3]) رویکردی دقیق‌تر است؛ پیشنهادی که ابزار حاضر در صدد پاسخ‌گویی به آن است. علاوه بر این، این مقیاس در مقایسه با پرکاربردترین ابزار خودگزارش‌دهی سنجش دلبستگی، یعنی مقیاس

[1] Mentalizing
[2] Closeness
[3] Dependency

تجدیدنظرشدهٔ تجارب در روابط نزدیک[1](فرالی، والر و برنان، ۲۰۰۰)، کوتاه‌تر و مقرون‌به‌صرفه‌تر بوده و زحمت پاسخ‌دهی را کاهش می‌دهد.

برای مقیاس تجدیدنظرشدهٔ دلبستگی بزرگسال دو ساختار عاملی مجزا شناسایی شده است: (۱) سه بعد نزدیکی، وابستگی و اضطراب[2]هر یک با شش گویهٔ و (۲) دو بعد اضطراب و اجتناب، که به ترتیب از شش و دوازده گویه. یافته‌ها حاکی از روایی همگرای مناسب برای این ابزارند: نزدیکی، وابستگی و اضطراب با نمرات عزت‌نفس، نگرش‌های فردی، اعتماد، رفتار اجتماعی، و نمرات دیگر سنجه‌های دلبستگی همبسته‌اند (کالینز، ۱۹۹۶؛ برنان، کلارک و شیور، ۱۹۹۸). به‌علاوه، گراهام و آنترشوت (۲۰۱۵) در فراتحلیلی بر روی ۳۱ مطالعه، میانگین آلفای کرونباخ را برای نزدیکی، وابستگی و اضطراب به ترتیب ۰/۷۷، ۰/۸۰، و ۰/۸۶ محاسبه کردند.

ویژگی‌های روان‌سنجی این پرسش‌نامه تاکنون در کشورهای مختلفی سنجیده شده است که غالباً ساختار سه‌عاملی را پیشنهاد کرده‌اند؛ از جمله شیلی (فرناندز و دوفی، ۲۰۱۵)، پاکستان (انجم و بتول ،۲۰۱۶)، پرتغال (کانوارو، دیاس و لیما، ۲۰۰۶)، ایتالیا (ترویسی، پارولا و مارگارتیا، ۲۰۲۲) و برزیل (تکسیرا، فریرا و هاوات رودریگز، ۲۰۱۹). علی‌رغم برازش خوب ساختار سه‌عاملی با داده‌ها در اکثر کشورهای مذکور، همسانی درونی خرده‌مقیاس‌های وابستگی و نزدیکی در نسخه‌های شیلی و پرتغال ضعیف است (آلفای کرونباخ کوچک‌تر از ۰/۷۰). همچنین، تفاوت‌هایی در هر یک از نسخه‌ها گزارش شده است: برای مثال در نسخه‌های مربوط به کشورهای شیلی، برزیل، پاکستان و ایتالیا چندین گویه برای همسانی درونی مشکل‌ساز شدند. همچنین، در نسخهٔ ایتالیایی، دو گویه بار عاملی متقاطع[3]داشتند. در یکی از پژوهش‌های انجام‌شده در برزیل نیز خرده‌مقیاس‌های نسخهٔ اصلی تأیید نشده و در نهایت سه خرده‌مقیاس ایمن، اضطرابی، اجتنابی شناسایی شدند. نتایج متفاوت در کشورهای مختلف مؤید این است که دلبستگی تحت تأثیر فرهنگ، ارزش‌های جامعه و زبان ویژگی‌های متفاوتی پیدا می‌کند (آگیشتاین و برومبو، ۲۰۱۳).

در ایران از مقیاس مذکور برای مقاصد پژوهشی استفاده شده است. میزان آلفای کرونباخ محاسبه‌شده در نمونه‌های ایرانی، خصوصاً برای خرده‌مقیاس‌های وابستگی و نزدیکی، در موارد متعددی زیر ۰/۷۰ گزارش شده است (برای مثال، پاکدامن، ۱۳۸۳؛ حدادی کوهسار و غباری بناب، ۱۳۹۱؛ کوهسار و بناب، ۲۰۱۱؛ حاجی‌زاده، احدی، جمهری و رهگذر، ۲۰۱۳؛ نعمتی و

[1] Experiences in Close Relationships - Revised
[2] Anxiety
[3] Cross-loading

عمومی، ۲۰۱۶؛ هاشمی، درتاج، سعدی‌پور و اسدزاده، ۱۳۹۶). پژوهش نعمتی و همکاران (۲۰۱۶) حاکی از آن بود که خرده مقیاس نزدیکی قدرت پیش‌بینی‌کنندگی متغیرهای مدنظر پژوهش را ندارد. در پژوهش کوهسار و همکاران (۲۰۱۱) نیز تنها خرده‌مقیاس وابستگی توانست میزان رضایت از زندگی را در افراد پیش‌بینی کند. علاوه بر این، تا به حال ساختار عاملی این مقیاس برای جمعیت ایرانی گزارش نشده است. به نظر می‌رسد که علی‌رغم ویژگی‌های روان‌سنجی مناسب ابزار حاضر در کشورهای دیگر، ویژگی‌های روان‌سنجی آن در جامعۀ ایرانی نیاز به بررسی دارد. لذا هدف مطالعۀ حاضر، بررسی ساختار عاملی، روایی همگرا و پایایی آن در جامعۀ ایرانی است.

روش

شرکت‌کنندگان

حجم نمونۀ ۱۰ برابر تعداد گویه‌ها برای تحلیل عاملی اکتشافی مناسب است (هایر، بابین، اندرسون و بلک، ۲۰۱۹). همچنین، در تحلیل عاملی تأییدی، نسبت تعداد نمونه به پارامترهای آزاد مدل باید بیشتر از ۱۰ باشد (کریازوس، ۲۰۱۸). جامعۀ آماری پژوهش حاضر تمامی افراد بزرگسال (۱۸ تا ۶۵ ساله) ایرانی است. از این رو، معیاری برای ورود و خروج آزمودنی‌ها، به غیر از سن و ملیت، اعمال نشد. به‌منظور گردآوری اطلاعات از روش نمونه‌گیری دردسترس استفاده شد و با توجه به شیوع ویروس کرونا، پرسش‌نامه‌ها به‌صورت آنلاین طراحی و توزیع شدند. در کل، ۶۲۵ شرکت‌کننده پاسخ‌های کامل خود را ثبت کردند. پس از حذف پاسخ‌های نامعتبر (با توجه به مدت زمان بیش از حد کوتاه برای تکمیل مجموعۀ ابزارها)، ۶۰۵ شرکت‌کننده (۳۵۴ زن و ۲۵۱ مرد) نمونۀ نهایی مطالعه را تشکیل دادند. دامنۀ سنی شرکت‌کنندگان از ۱۸ تا ۶۵ سال بود (میانگین = ۳۳/۷۶، انحراف معیار = ۱۲/۷۹). مجردها ۳۲۷ نفر (۵۴ درصد) و متأهل‌ها ۲۷۸ نفر (۴۶ درصد) از نمونه را تشکیل می‌دادند. به‌علاوه، واجدین مدارک سیکل، دیپلم، کاردانی، کارشناسی، کارشناسی ارشد و دکتری به ترتیب ۱۶ (۲/۶ درصد)، ۲۰۹ (۳۴/۵ درصد)، ۴۸ (۷/۹ درصد)، ۱۹۰ (۳۱/۴ درصد)، ۱۱۵ (۱۹/۰ درصد) و ۲۷ (۴/۵ درصد) شرکت‌کننده را شامل می‌شدند. انجام همزمان تحلیل‌های عاملی اکتشافی و تأییدی بر روی یک نمونه می‌تواند روایی نتایج را زیر سؤال ببرد (فوکما و گرایف، ۲۰۱۷). از این رو، به‌منظور بررسی ساختار عاملی مقیاس، نمونۀ فوق به‌صورت تصادفی به دو نمونۀ ۳۰۳ و ۳۰۲ نفری تقسیم شد. نمونۀ اول متشکل از

۱۷۶ زن و ۱۲۷ مرد با دامنهٔ سنی ۱۸ تا ۶۵ سال (میانگین = ۳۳/۹۶، انحراف معیار = ۱۲/۸۲) بود. نمونهٔ دوم شامل ۱۷۸ زن و ۱۲۴ مرد با دامنهٔ سنی ۱۸ تا ۶۵ سال (میانگین = ۳۳/۵۵، انحراف معیار = ۱۲/۷۸) بود. تحلیل‌های عاملی اکتشافی و تأییدی به ترتیب بر روی نمونه‌های اول و دوم انجام شد.

روش اجرا

ابتدا ترجمهٔ فارسی موجود از این مقیاس (پاکدامن، ۱۳۸۳) با نسخهٔ اصلی مطابقت داده شد. نظر به عدم تطبیق ترجمهٔ پیشین دربارهٔ برخی از گویه‌ها (۱۸-۱۷-۱۳-۱۲-۱۱-۵)، فرایند ترجمه-بازترجمه انجام شد (بریسلین، ۱۹۷۰). یکی از نویسندگان، گویه‌های مذکور را به فارسی ترجمه کرده و نویسندهٔ دیگر گویه‌های ترجمه‌شده را به انگلیسی برگرداند. هردو نویسنده به زبان انگلیسی تسلط داشتند. سپس برگردان ترجمه توسط هر دو نویسندهٔ مذکور با نسخهٔ اصلی مطابقت داده شد و ایرادات موجود رفع شد. در نهایت، مجموعهٔ ابزارهای ذکرشده، به همراه پرسش‌نامهٔ محقق‌ساختهٔ اطلاعات جمعیت‌شناختی، در پلتفرم آنلاین پرس‌لاین (www.porsline.ir) بارگذاری شدند. سپس لینک پرسش‌نامه از طریق رسانه‌های اجتماعی (از جمله تلگرام، واتساپ و اینستاگرام) به اشتراک گذاشته شدند.

ابزارها

ذهنی‌سازی. پرسش‌نامهٔ کنش تأملی (RFQ؛ فوناگی، لویتن، مولتون-پرکینز، لی، وارن، هاوارد و همکاران، ۲۰۱۶) از هشت گویه تشکیل شده است و بر روی یک مقیاس لیکرتی هفت نقطه‌ای نمره‌گذاری می‌شود. فوناگی و همکاران (۲۰۱۶) دو خرده‌مقیاس قطعیت دربارهٔ حالات ذهنی و عدم قطعیت دربارهٔ حالات ذهنی را برای آن معرفی کرده‌اند. در مطالعهٔ بادود و همکاران (۲۰۱۵)، آلفای کرونباخ برای خرده‌مقیاس‌های قطعیت و عدم قطعیت به ترتیب ۰/۷۲ و ۰/۶۴ برآورد شد. علاوه بر این، بین نمرات RFQ و نمرات مقیاس‌های اختلال شخصیت مرزی، افسردگی و تکانشگری رابطهٔ معنادار مشاهده شد (فوناگی و همکاران، ۲۰۱۶). سید موسوی و همکاران (۲۰۲۱) این پرسش‌نامه را در ایران اجرا کرده‌اند. آلفای کرونباخ نسخهٔ فارسی RFQ برای خرده‌مقیاس‌های قطعیت و عدم قطعیت به ترتیب ۰/۷۱ و ۰/۶۲ محاسبه شده است. پژوهش‌های اخیر حاکی از آن است که ساختار تک‌عاملی (عدم قطعیت) برازش بهتری با داده‌ها دارد (مولر،

وندت، اسپیتزر، ماسوهر، بک و زیمرمن، ۲۰۲۱؛ ووزنیاک-پروس، گمبین، کدو و شارپ و همکاران، ۲۰۲۲). در این ساختار عاملی، تنها گویهٔ هفتم کدگذاری مجدد می‌شود و مجموع نمرات نشان‌دهندهٔ عدم قطعیت دربارهٔ حالات ذهنی‌اند. با توجه به همسانی درونی نامناسب ساختاردوعاملی در مطالعات پیشین و شواهد مذکور، در مطالعهٔ حاضر از ساختار تک‌عاملی استفاده شد. آلفای کرونباخ این ابزار در پژوهش فعلی ۰/۸۰ برآورد شد.

پرسش‌نامهٔ ذهنی‌سازی (MZQ؛ هاوسبرگ، شولز، پیگلر، هاپاچ، کلوپر، بروت، ۲۰۱۲) شامل ۱۵ گویه است و بر روی یک طیف لیکرتی پنج نقطه‌ای (از ۱= مخالفم، تا ۵= موافقم) نمره‌گذاری می‌شود. شواهد حاکی از روایی افزایشی MZQ در مقایسه با RFQ هستند (رایموندی و همکاران، ۲۰۲۲). هاوسبرگ و همکاران (۲۰۱۲) پیشنهاد کرده‌اند که تمام نمرات ۱۵ گویه تجمیع شده و یک نمرهٔ واحد از ظرفیت ذهنی‌سازی محاسبه شود. آلفای کرونباخ این پرسش‌نامه ۰/۸۱ گزارش شده است. مطالعات حاکی از این‌اند که نمرات MZQ (۱) میان افراد سالم و بیمار تمیز می‌گذارند (بلودری موری، فریگنو، پناتی، موزیو و پیچینی، ۲۰۱۷)؛ (۲) با دیگر مقیاس‌های ذهنی‌سازی رابطه‌ای مثبت و معنادار دارند (شوارزر، نولته، فوناگی و گینگلمایر، ۲۰۲۱)؛ (۳) با شدت علائم آسیب‌شناختی ارتباطی منفی و معنادار دارند (پروبست، دهاوست، بروت، شولتز، پای و اندریاس، ۲۰۱۸)؛ و (۴) در طول روان‌درمانی برای بیماران بستری، به‌طرز معناداری افزایش پیدا کرده‌اند (هاوسبرگ و همکاران، ۲۰۱۲). در ایران و در پژوهشی برروی ۲۷۲ شرکت‌کننده، ساختار تک‌عاملی پیشنهادی تأییدشده و آلفای کرونباخ ابزار ۰/۸۱ گزارش شده است (به‌نقل از عسگری‌زاده، ۱۴۰۱). آلفای کرونباخ و این پرسش‌نامه در مطالعهٔ حاضر ۰/۸۰ بود.

صفات اختلال شخصیت مرزی. ابزار غربالگری مک‌لین برای اختلال شخصیت مرزی (MSI-BPD؛ زانارینی و همکاران، ۲۰۰۳) پرسش‌نامه‌ای ۱۰ گویه‌ای است که علائم اختلال شخصیت مرزی را مطابق با راهنماهای تشخیصی می‌سنجد. گویه‌ها به‌صورت سؤالات بله یا خیر مطرح می‌شوند و هرچه مجموع نمرات بالاتر باشد، نشان از علائم بیشتر برای اختلال شخصیت مرزی دارد. زانارینی و همکاران (۲۰۰۳) نقطهٔ برش ۷ نمره‌ای را برای تشخیص این اختلال مشخص کردند، اما پژوهش‌های اخیر از نقاط برش پایین‌تر حمایت می‌کنند (زیمزمن و بالینگ، ۲۰۲۱). نمرات این ابزار با دیگر سنجه‌هایی که افسردگی، اضطراب، تروما، سوءمصرف مواد مخدر، اضطراب، تکانشگری، مشکلات بین‌فردی و عزت‌نفس را اندازه می‌گرفتند همبستگی معنادار نشان داد (کنگ، لی، درابو، هنگ، چی، هو و همکاران، ۲۰۱۹؛ لی کورف، مارتین استوری، تیشت، لاپم و

فرگت، ۲۰۲۱). ابزار حاضر در ایران اجرا شده است و روایی همگرا و پایایی مناسبی را از خود نشان داده است (موسوی اصل، دباغی و تقوا ، ۲۰۲۰). همچنین، هر دو ساختار تک‌عاملی و دوعاملی در این مطالعه پشتیبانی شده‌اند. در پژوهش حاضر از ساختار تک‌عاملی استفاده شد و آلفای کرونباخ ۰/۷۲ برآورد شد.

بدتنظیمی هیجان. نسخهٔ کوتاه مقیاس دشواری‌ها در تنظیم هیجان (DERS-SF؛ کافمن، شا، فسکو، یاپتانکو، اسکیدمو و کراول، ۲۰۱۶) با حفظ ۱۸ گویه از نسخهٔ اصلی این ابزار ایجاد شده است و بدتنظیمی هیجان را در شش خرده‌مقیاس سه‌گویه‌ای عدم‌پذیرش، اهداف، کنترل تکانه، آگاهی هیجانی، راهبردهای تنظیم هیجان و شفافیت هیجانی می‌سنجد. این مقیاس به‌وسیلهٔ طیف لیکرتی پنج نقطه‌ای (از ۱ = تقریباً هرگز تا ۵ = تقریباً همیشه) نمره‌گذاری می‌شود و نمرات بالاتر نشان‌دهندهٔ دشواری بیشتر در تنظیم هیجانات‌اند. یافته‌ها حاکی از این‌اند که نسخهٔ حاضر دارای ویژگی‌های روان‌سنجی بهتری از نسخهٔ اصلی است (الورانتا، کالتیالا، لیندبرگ، کایوسجا، و پلتونن، ۲۰۲۰؛ مکاوی، واتسون سینگلتون، دیکسون، فانی، میکاپلیس، ۲۰۲۱). ارتباط قوی و معنادار این مقیاس با ابزارهایی که آسیب‌شناسی روانی عمومی، خودجرحی، افسردگی، اضطراب صفت و حالت، اجتناب از تجارب و هویت و خودپنداره را می‌سنجیدند نشانگر روایی همگرای ابزار است؛ همچنین، آلفای کرونباخ کلی ابزار ۰/۸۹ گزارش شده است (کافمن و همکاران، ۲۰۱۶). در نسخهٔ فارسی مقیاس حاضر، به دلیل ضعف در ویژگی‌های روان‌سنجی، خرده‌مقیاس آگاهی هیجانی حذف شده و ۱۵ گویه باقی ماندند (عسگری زاده و همکاران، در حال نگارش). نسخهٔ فارسی نیز به‌مانند نسخهٔ انگلیسی از ویژگی‌های روان‌سنجی عالی برخوردار است. در مطالعهٔ حاضر، آلفای کرونباخ ابزار ۰/۹۳ برآورد شد.

روش تحلیل

از نسخهٔ ۲۶ نرم‌افزار SPSS برای محاسبهٔ ضرایب همبستگی و تحلیل عاملی اکتشافی، و از نسخهٔ ۲۴ نرم‌افزار AMOS برای تحلیل عاملی تأییدی استفاده شد. با توجه به مبنای نظری ابزار مورداستفاده، تحلیل عاملی اکتشافی با تعداد عوامل ثابت دو و سه انجام شد. به‌منظور استخراج عوامل در تحلیل عاملی اکتشافی، روش عامل‌یابی محور اصلی[1] به کار گرفته شد. این روش رایج‌ترین روش تحلیل عاملی اکتشافی است، به نرمال نبودن چندمتغیری داده‌ها مقاوم

[1] Principal axis factoring

است و با احتمال کمتری نسبت به دیگر روش‌های استخراج دچار خطای برآورد می‌شود (پیتوک و استیونس، ۲۰۱۶). به‌علاوه، با توجه به اینکه ابعاد دلبستگی از لحاظ نظری با یکدیگر مرتبط‌اند، از چرخش متمایل[1] ابلیمین مستقیم[2] استفاده شد. حداقل بار عاملی قابل‌قبول برای گویه‌ها، مقدار محافظه‌کارانۀ ۰/۴۰ در نظر گرفته شد (هایر و همکاران، ۲۰۱۹). همچنین، بار عاملی بزرگ‌تر از ۰/۳۲ بر روی عوامل فرعی به‌عنوان نشانگر بارگذاری متقاطع تعیین شد (کوستلو و آزبورن، ۲۰۰۵). تحلیل عاملی تأییدی با روش بیشینۀ درست‌نمایی[3] انجام شد. بیشینۀ درست‌نمایی روشی باثبات و مقاوم است و نسبت به دیگر روش‌های برآورد، کارآمدتر است (هایر و همکاران، ۲۰۱۹). برازش مدل به‌وسیلۀ محاسبۀ شاخص‌های ذیل بررسی شد: نسبت خی‌دو به درجۀ آزادی، ریشۀ دوم برآورد واریانس خطای تقریب (RMSEA)، ریشۀ میانگین مربعات باقی‌ماندۀ استانداردشده (SRMR)، شاخص برازش تطبیقی (CFI)، شاخص تاکر-لوئیس (TLI)، شاخص نیکویی برازش (GFI) و شاخص نیکویی برازش اصلاح‌شده (AGFI). مقادیر قابل‌قبول برای شاخص‌ها در جدول ۳ آمده‌اند (پیتوک و استیونس، ۲۰۱۶). روایی همگرا از طریق بررسی ضرایب همبستگی RAAS با ابزارهایی که سازه‌های مرتبط را اندازه می‌گیرند، سنجیده شد. در آخر، پایایی خرده‌مقیاس‌ها به‌وسیلۀ محاسبۀ آلفای کرونباخ، امگای مک‌دونالد، میانگین همبستگی گویه‌ها، دامنۀ همبستگی گویه‌ها و دامنۀ همبستگی گویه‌ها و عامل انجام شد.

یافته‌ها

جدول ۱ شامل میانگین، انحراف معیار، همبستگی اصلاح‌شده با کل مقیاس[4] و آلفای کرونباخ در صورت حذف برای هریک از گویه‌ها است. آزمون کایزر-میر-اولکین[5] با نتیجۀ ۰/۸۳ حاکی از کفایت نمونه‌گیری است (میرز، گامست و گوارینو، ۲۰۱۶). به‌علاوه، آزمون کرویت بارتلت معنادار بود (χ^2 (۱۵۳)=۱۷۸۷/۶۸، p<۰/۰۰۱). بنابر پیشنهاد واتکینس (۲۰۱۸)، پیش از انجام تحلیل عاملی اکتشافی، تمامی گویه‌ها با استفاده از کدگذاری مجدد از لحاظ مفهومی همسو شدند. نتایج تحلیل عاملی اکتشافی برای ساختارهای دو و سه‌عاملی در جدول ۲ آمده است. به‌ترتیب در ساختارهای دو و سه‌عاملی شش و چهار گویه معیارهای ذکرشده را برآورده نکردند و حذف شدند. در ساختار دوعاملی، برخلاف الگوی مشخص‌شده توسط طراح ابزار، گویۀ ۱۵ بر روی عامل اجتناب

[1] Oblique
[2] Direct Oblimin
[3] Maximum likelihood
[4] Corrected item-total correlation
[5] Kaiser-Meyer-Olkin (KMO)

و گویهٔ ۷ بر روی عامل اضطراب بارگذاری شد (شکل ۱). تمامی شش گویهٔ حذف‌شده از ساختار دوعاملی متعلق به بعد اجتناب بودند: ۱، ۲، ۵، ۶، ۱۲ و ۱۴. از سوی دیگر، ساختار سه‌عاملی تغییرات عمده و متعددی را نسبت به ساختار پیشنهادشده توسط سازندهٔ ابزار داشت و گویه‌های ۲، ۵، ۶ و ۱۴ از آن کنار گذاشته شدند. در اصل، ساختار سه‌عاملی کشف‌شده همان ساختار دوعاملی متشکل از اضطراب و اجتناب است که یک عامل سوم (متشکل از دو گویه) به آن اضافه شده است. آخرین عامل در ساختار سه‌عاملی به‌مانند ابزار اصلی نزدیکی نام‌گذاری شد.

جدول ۱. تحلیل گویه‌ها

شمارهٔ گویه	میانگین	انحراف معیار	همبستگی اصلاح‌شده با کل مقیاس	آلفای کرونباخ در صورت حذف
۱	۲/۴۲	۱/۲۶	۰/۳۴	۰/۸۲
۲	۳/۵۹	۱/۱۶	۰/۰۵	۰/۸۴
۳	۳/۲۱	۱/۳۱	۰/۵۲	۰/۸۱
۴	۲/۵۶	۱/۲۵	۰/۳۷	۰/۸۲
۵	۱/۷۸	۱/۷۸	۰/۲۲	۰/۸۳
۶	۲/۴۵	۱/۱۹	۰/۰۶	۰/۸۴
۷	۳/۰۵	۱/۲۷	۰/۵۴	۰/۸۱
۸	۲/۸۲	۱/۲۹	۰/۵۷	۰/۸۱
۹	۲/۶۹	۱/۴۱	۰/۵۱	۰/۸۱
۱۰	۳/۰۵	۱/۳۰	۰/۶۴	۰/۸۱
۱۱	۳/۳۴	۱/۳۰	۰/۵۸	۰/۸۱
۱۲	۲/۵۴	۱/۲۹	۰/۲۹	۰/۸۳
۱۳	۲/۱۵	۱/۱۸	۰/۴۱	۰/۸۲
۱۴	۲/۸۶	۱/۱۶	۰/۴۳	۰/۸۲
۱۵	۲/۶۵	۱/۲۸	۰/۵۵	۰/۸۱
۱۶	۳/۵۸	۱/۲۴	۰/۴۹	۰/۸۱
۱۷	۲/۹۱	۱/۱۵	۰/۳۷	۰/۸۲
۱۸	۳/۱۶	۱/۱۶	۰/۵۱	۰/۸۱

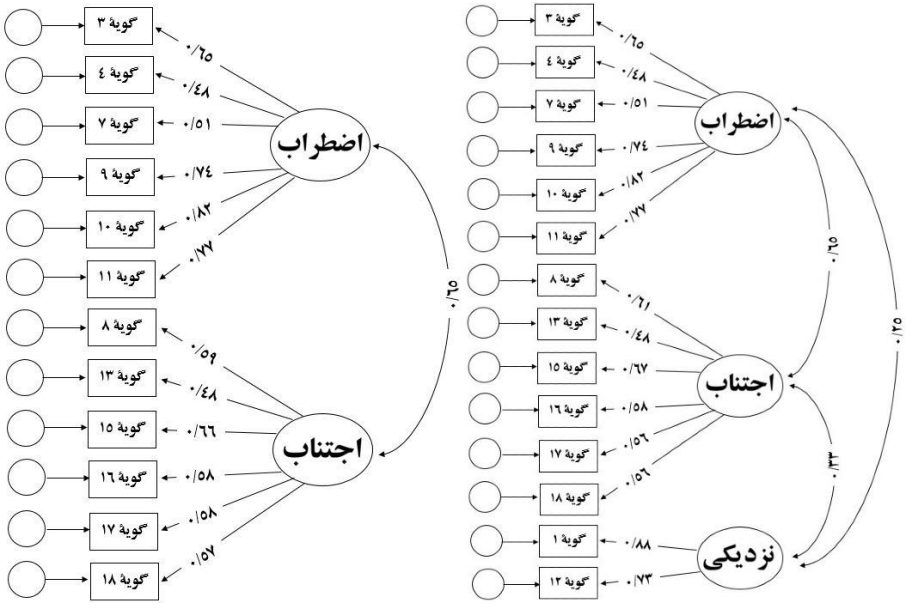
یادداشت. n = ۶۰۵.

جدول ۲. بارهای عاملی مستخرج از تحلیل عاملی اکتشافی برای ساختارهای دو و سه‌عاملی

		دوعاملی			سه‌عاملی			
	گویه‌ها	عامل ۱	عامل ۲	h^2	عامل ۱	عامل ۲	عامل ۳	h^2
۱	ایجاد ارتباط با دیگران برایم آسان است.			۰/۱۱			**۰/۸۵**	۰/۷۲
۲	به‌سختی به خودم اجازه می‌دهم که به دیگران وابسته باشم.			۰/۰۹				۰/۰۹
۳	در روابطم اغلب نگرانم که طرف مقابل واقعاً دوستم نداشته باشد.	**۰/۷۳**		۰/۵۷	**۰/۷۴**			۰/۵۸
۴	آن‌قدر که من دوست دارم به دیگران نزدیک شوم، دیگران به‌اندازه من تمایل به این ارتباط ندارند.	**۰/۵۲**		۰/۲۷	**۰/۵۲**			۰/۲۷
۵	اتکا به دیگران برایم راحت است.			۰/۰۶				۰/۰۶
۶	از اینکه کسی به من نزدیک شود ناراحت نمی‌شوم.			۰/۱۱				۰/۱۲
۷	فکر می‌کنم وقتی به دیگران احتیاج دارم هیچ‌گاه در دسترس نیستند.	**۰/۴۷**		۰/۳۹	**۰/۴۹**			۰/۳۹
۸	از اینکه به مردم نزدیک باشم راحت نیستم.		**۰/۶۲**	۰/۴۶		**۰/۴۷**		۰/۴۸
۹	اغلب اوقات نگرانم که شریک عاطفی‌ام با من نخواهد ماند.	**۰/۷۲**		۰/۵۲	**۰/۷۲**			۰/۵۲
۱۰	وقتی احساساتم را به دیگران نشان می‌دهم، می‌ترسم که آنها همان احساس را در باره من نداشته باشند.	**۰/۷۰**		۰/۶۱	**۰/۷۰**			۰/۶۰
۱۱	اغلب از خود می پرسم آیا شریک عاطفی‌ام واقعا به من توجه دارد.	**۰/۷۶**		۰/۶۷	**۰/۷۷**			۰/۶۸
۱۲	به‌راحتی می توانم با دیگران روابط نزدیک برقرار کنم.			۰/۰۸			**۰/۷۵**	۰/۵۵
۱۳	وقتی کسی با من بیش از حد صمیمی می‌شود، معذب می‌شوم.		**۰/۵۱**	۰/۲۷		**۰/۴۴**		۰/۲۷
۱۴	می‌دانم وقتی که به دیگران نیاز داشته باشم، آنها در دسترس خواهند بود.			۰/۲۱				۰/۲۰
۱۵	دلم می‌خواهد به مردم نزد یک شوم اما می‌ترسم به من صدمه بزنند.		**۰/۵۱**	۰/۳۸		**۰/۵۳**		۰/۴۱
۱۶	فکر می‌کنم که مشکل است که آدم به دیگران کاملاً اعتماد کند.		**۰/۶۴**	۰/۴۳		**۰/۶۵**		۰/۴۵
۱۷	اغلب اوقات شریک عاطفی‌ام می‌خواهد با من صمیمی‌تر از آن حدی بشود که من احساس راحتی می‌کنم.		**۰/۵۶**	۰/۳۰		**۰/۶۸**		۰/۴۳
۱۸	مطمئن نیستم که وقتی به دیگران نیاز دارم، بتوانم روی آنها حساب کنم.		**۰/۵۴**	۰/۳۸		**۰/۵۸**		۰/۴۳

یادداشت. ۳۰۳ = n؛ بارهای عاملی بزرگ‌تر از ۰/۴۰ پررنگ شده‌اند.

نتایج تحلیل عاملی تأییدی حاکی از ضرایب رگرسیونی قابل‌قبول برای هر دو ساختار است (شکل ۱)؛ با این حال، شاخص‌ها نشان از برازش بهتر ساختار دوعاملی با داده‌ها دارند (جدول ۳). به‌منظور محاسبهٔ تفاوت میان دو ساختار، می‌توان تفاضل مقادیر خی دو و تفاضل درجه‌های آزادی را محاسبه کرده و سطح معناداری را برای مقادیر مستخرج محاسبه کرد. در صورت معنادار بودن تفاوت، ساختاری که درجات آزادی کمتری داشته باشد ساختار ارجح خواهد بود (شرمله-انگل، موسبروگر و مولر، ۲۰۰۳). بنابراین، ساختار دوعاملی به‌شکل معناداری برازش بهتری با داده‌ها دارد (χ^2 (۲۱) = ۷۳/۱۵، p<۰/۰۰۱). به‌علاوه، عامل نزدیکی تنها از دو گویه تشکیل شده است، در حالی که در تحلیل عاملی تأییدی، تعداد حداقلی گویه‌ها برای هر عامل سه الی پنج در نظر گرفته می‌شود (کلاین، ۲۰۱۵). در نتیجه، با وجود پذیرفته‌بودن هر دو ساختار از لحاظ آماری، با توجه به برتری ساختار دوعاملی در برازش با داده‌ها و همخوانی این ساختار با تقسیم‌بندی‌های نظری در حیطهٔ دلبستگی، اضطراب و اجتناب به‌عنوان دو عامل نهایی تعیین شدند.



شکل ۱. نتایج تحلیل عاملی تأییدی برای دو ساختار عاملی. اعداد، ضرایب رگرسیونی استانداردشده هستند. n=۳۰۳.

جدول ۳. شاخص‌های برازش قابل‌قبول و شاخص‌های مشاهده‌شده برای تحلیل‌های عاملی تأییدی

	χ^2	df	χ^2/df	RMSEA	SRMR	CFI	TLI	GFI	AGFI
قابل قبول	-	-	<۴	<۰/۰۸	<۰/۰۸	>۰/۹۰	>۰/۹۰	>۰/۹۰	>۰/۹۰
۲ عاملی	۱۳۹/۵۴	۵۳	۲/۶۳	۰/۰۷۴	۰/۰۶۱	۰/۹۲	۰/۹۰	۰/۹۳	۰/۹۰
۳ عاملی	۲۱۲/۶۹	۷۴	۲/۸۷	۰/۰۷۹	۰/۰۶۸	۰/۸۹	۰/۸۷	۰/۹۱	۰/۸۷

یادداشت. n = ۳۰۲.

ضرایب همبستگی دو بعد اضطراب و اجتناب با سازه‌های مشابه قوی و معنادار برآورد شد (جدول ۴). این یافته از روایی همگرای ابزار حاضر و ساختار عاملی برگزیده حمایت می‌کند. همسانی درونی ابزارهای مطالعه نیز قابل قبول، خوب یا عالی بودند (مک‌نیش، ۲۰۱۸). به‌علاوه، ضرایب چولگی و کشیدگی تمامی متغیرها در دامنهٔ ۱- تا ۱+ قرار می‌گرفتند که نشان از نرمالیتی توزیع‌ها دارد (هایر، هالت، رینگل و سرستد، ۲۰۱۷). به‌منظور بررسی پایایی خرده‌مقیاس‌های ساختار دوعاملی، از آماره‌های آلفای کرونباخ، امگای مک‌دونالد، میانگین همبستگی گویه‌ها، دامنهٔ همبستگی گویه‌ها و دامنهٔ همبستگی میان گویه‌ها و عامل استفاده شد (جدول ۵). تمامی آماره‌های مذکور حاکی از پایایی قابل قبول دو خرده‌مقیاس اضطراب و اجتناب‌اند.

جدول ۴. آماره‌های توصیفی، آلفای کرونباخ و ضرایب همبستگی متغیرهای پژوهش

	۱	۲	۳	۴	۵	۶
۱. اضطراب	۱					
۲. اجتناب	۰/۴۹	۱				
۳. عدم قطعیت	۰/۴۸	۰/۳۳	۱			
۴. ذهنی‌سازی	-۰/۶۰	-۰/۴۸	-۰/۶۰	۱		
۵. صفات مرزی	۰/۵۱	۰/۴۵	۰/۵۳	-۰/۵۰	۱	
۶. بدتنظیمی هیجان	۰/۶۰	۰/۴۴	۰/۵۷	-۰/۵۹	۰/۵۸	۱
میانگین	۱۷/۹۱	۱۷/۲۸	۳۰/۸۷	۴۳/۰۴	۴/۰۰	۳۷/۱۲
(انحراف معیار)	(۵/۸۰)	(۴/۹۵)	(۱۰/۳۹)	(۱۰/۶۷)	(۲/۴۶)	(۱۳/۱۰)
چولگی	-۰/۰۹	-۰/۰۶	۰/۰۶	۰/۱۹	۰/۲۹	۰/۳۷
کشیدگی	-۰/۷۳	-۰/۲۳	-۰/۶۰	-۰/۱۸	-۰/۶۶	-۰/۵۱
α	۰/۸۳	۰/۷۶	۰/۸۰	۰/۸۰	۰/۷۲	۰/۹۳

یادداشت. n = ۶۰۵؛ تمامی ضرایب همبستگی در سطح ۰/۰۰۱ معنادار هستند.

جدول ۵. سنجه‌های پایایی برای خرده‌مقیاس‌های RAAS

خرده‌مقیاس	α	ω	میانگین همبستگی گویه‌ها	دامنهٔ همبستگی گویه‌ها	دامنهٔ همبستگی گویه‌ها و عامل
مقادیر قابل قبول	>۰/۷۰	>۰/۷۰	۰/۱۵ – ۰/۵۰	۰/۱۵ – ۰/۸۰	>۰/۴۰
اضطراب	۰/۸۳	۰/۸۴	۴۵/۳	۰/۳۲ – ۰/۶۶	>۰/۴۶
اجتناب	۰/۷۶	۰/۷۶	۰/۳۵	۰/۲۰ – ۰/۴۳	>۰/۴۵

یادداشت. n = ۶۰۵.

بحث و نتیجه‌گیری

این مطالعه با هدف بررسی ویژگی‌های روان‌سنجی نسخهٔ ایرانی مقیاس تجدیدنظرشدهٔ دلبستگی بزرگسال در نمونه‌ای از بزرگسالان ایرانی انجام شد. نتایج برآمده از تحلیل عاملی اکتشافی و تأییدی نشان داد که ساختار دوعاملی متشکل از اضطراب و اجتناب پس از حذف شش گویه برازش خوبی با داده‌ها نشان می‌دهد. در نسخه‌های سایر کشورها نیز چنین تغییراتی دیده می‌شود؛ برای مثال، در نسخهٔ کشور پاکستان سه گویه و در نسخهٔ کشورهای شیلی و برزیل نیز دو گویه حذف شده‌اند. پنج مورد از گویه‌های حذف‌شده (۱۴-۱۲-۶-۵-۱) در واقع به لحاظ مفهومی امنیت در دلبستگی را می‌سنجند. با این حال، محققان نسخهٔ اصلی با انجام تحلیل‌های آماری پیشنهاد کرده‌اند که این گویه‌ها، با نمره‌دهی معکوس، تحت عنوان عامل اجتناب قرار گیرند. به لحاظ نظری، اجتناب و امنیت معکوس یکدیگر نیستند: قرار نگرفتن در بعد امنیت به معنای قرار گرفتن در بعد اجتناب نیست (فرالی و همکاران، ۲۰۰۰). به‌علاوه، تفاوت‌های فرهنگی-زبانی و معنای ضمنی عباراتی مانند «وابستگی به دیگران»، «نزدیک‌شدن به دیگران» یا «نیاز داشتن به دیگران» می‌توانند از جمله دلایلی باشند که مسبب حذف این گویه‌ها شده است. برای مثال، ممکن است عبارت «نزدیک شدن» که در گویه‌های ۶ و ۱۲ آمده است در برخی زبان‌ها بیشتر بر نزدیکی جسمانی دلالت داشته باشد (انجم و همکاران، ۲۰۱۶). از سوی دیگر، گویهٔ دوم به لحاظ مفهومی اجتناب را هدف قرار می‌دهد، اما در پژوهش حاضر برای هر دو عامل بار عاملی پایینی را نشان داد. این گویه در نسخه‌های شیلی، برزیل و پاکستان نیز حذف شده است. ممکن است واژهٔ «وابستگی» که در این گویه آمده است، در برخی فرهنگ‌ها تداعی‌کنندهٔ تبعیت و سلطه‌پذیری باشد (تکسیرا و همکاران، ۲۰۱۹) و به همین دلیل توان تمایزبخشی میان دو مفهوم اضطراب و اجتناب را نداشته باشد.

اغلب مطالعات ساختاری سه‌عاملی برای این مقیاس پیشنهاد کرده‌اند و به ساختار دوعاملی کمتر توجه شده است. ساختار دوعاملی، با داده‌ها برازش بهتری نشان داد و با نظریهٔ دلبستگی نیز همسویی و توافق بیشتری دارد. دو عامل اضطراب و اجتناب در بسیاری از پژوهش‌های حوزهٔ دلبستگی نیز شناسایی شده است (برنان و شیور، ۱۹۹۸؛ فینی، نولر و هانراهان، ۱۹۹۴). یافته‌های برنان و همکاران (۱۹۹۸) حاکی از آن بود که عوامل اجتناب و اضطراب برای به‌تصویرکشیدن تفاوت‌های فردی در روابط بزرگسالان بسیار حائز اهمیت‌اند. به‌علاوه، دو بعد مذکور مشابه عواملی‌اند که در ابتدا توسط اینزورث (۱۹۷۸) در رویهٔ موقعیت ناآشنا شناسایی شد. ابعاد اجتناب و اضطراب دلبستگی با مدل نظری بارتولومیو (۱۹۹۰) نیز همخوان است. در این دیدگاه، مدلِ منفیِ خود ارتباط تنگاتنگی با اضطراب و مدلِ منفیِ دیگران ارتباط نزدیکی با اجتناب از صمیمیت دارد. از منظر پژوهشی نیز مدل ابعادی سنجش دلبستگی، قدرت آماری را افزایش می‌دهد و به محقق اجازه می‌دهد روابط غیرخطی را شناسایی کند (فستی و همکاران، ۲۰۰۳).

نتایج پژوهش حاضر نشان داد که نسخهٔ فارسی مقیاس تجدیدنظرشدهٔ دلبستگی بزرگسالان همبستگی قوی و معناداری با دیگر سازه‌های مشابه دارد. ابعاد اضطراب و اجتناب با سازهٔ ذهنی‌سازی (در هر دو پرسش‌نامه‌ای که آن را می‌سنجیدند)، همبستگی نشان داد. این یافته همسو با بخش عظیمی از پیشینهٔ پژوهشی این حوزه است که نشان‌دهندهٔ روایی مطلوب ابزار پیش‌رو است (لویتن، ملکرپس، فوناگی، انسینک، ۲۰۱۹). ارتباط میان ابعاد دلبستگی با بدتنظیمی هیجان نیز با نظریات و یافته‌های پیشین همخوانی دارد: ناایمنی در دلبستگی با بدتنظیمی هیجان همراه است (میکولینسر و شیور، ۲۰۱۹؛ بشارت، ۱۳۹۱). از سوی دیگر، پیشینهٔ پژوهشی و نظری، سرکوب نیاز به دیگران و دوری از آن‌ها را همواره به‌عنوان یکی از مشخصه‌های برجستهٔ افراد با دلبستگی اجتنابی برشمرده است (بارتولومیو، ۱۹۹۰; کالینز، فرد، گشارد و آلر، ۲۰۰۶). در قیاس با بعد اضطراب، ارتباط قوی‌تر بعد اجتناب با صفت انزواطلبی شاهدی بر روایی محتوایی ابزار حاضر است. در آخر، همبستگی مثبت میان ابعاد اجتناب و اضطراب در مطالعهٔ حاضر از این فرضیه حمایت می‌کند که دو بعد مذکور در تضاد با یکدیگر نیستند (فدرن دونبک و الکلیت، ۲۰۱۴). مضاف بر این، براساس تمامی شاخص‌های سنجیده‌شده، مقیاس حاضر پایایی مطلوبی نیز نشان داد.

دلبستگی گرچه سازه‌ای جهان‌شمول است، اما در فرهنگ‌ها و جوامع گوناگون ویژگی‌های متفاوتی پیدا می‌کند. در نسخهٔ اصلی، عامل «نزدیکی» احساس راحتی افراد را در هم‌نشینی و

مجاورت با دیگران می‌سنجد و در مجموع، با امنیت در دلبستگی ارتباط دارد (کالینز، ۱۹۹۶). با این‌حال، همان‌طور که دیدیم عامل «نزدیکی» منعکس‌کنندهٔ دلبستگی در نمونهٔ ایرانی نبود و کنار گذاشته شد. این یافته می‌تواند نشان‌دهندهٔ آن باشد که در جامعهٔ ایران مفاهیم نزدیکی و وابستگی درهم‌آمیخته‌اند. به بیان دیگر، ممکن است آنچه در سایر فرهنگ‌ها تحت لوای مفهوم امنیت و آرامش در هم‌جواری با دیگران قرار می‌گیرد، در ایران القاکنندهٔ وابستگی به دیگران باشد.

در مجموع، مطالعهٔ حاضر نشان داد که نسخهٔ دوعاملی پرسش‌نامهٔ تجدیدنظرشدهٔ دلبستگی بزرگسال از ویژگی‌های روان‌سنجی مطلوبی برخوردار است. مضاف بر این، تعداد گویه‌های پرسش‌نامهٔ حاضر نسبت به نسخهٔ اصلی کاهش یافت که باعث کاهش زمان و زحمت پاسخ‌دهنده می‌شود. با این حال، پژوهش حاضر نیز عاری از محدودیت‌های پژوهشی نیست. استفاده از نمونهٔ پژوهشی دردسترس با طیف سنی گسترده و ناهمگن می‌تواند از میزان تعمیم‌پذیری یافته‌ها بکاهد. همچنین، تعمیم دادن ساختار عاملی به‌دست آمده به گروه‌های دیگر روایی یافته‌ها را تهدید می‌کند (کلاین، ۲۰۱۵). بنابراین، نظر به اینکه از ساختار فعلی صرفاً در جمعیت عمومی حمایت شد، گسترش کاربرد ابزار حاضر در جمعیت بالینی منوط به بررسی روایی سازه در این نمونه‌ها است.

موازین اخلاقی

موازین اخلاقی شامل آگاه‌سازی شرکت‌کنندگان از هدف پژوهش و حفظ اطلاعات آنها به‌صورت محرمانه، رعایت شد.

مشارکت نویسندگان

احمد عسگری‌زاده: طراحی پژوهش، نگارش روش‌شناسی، تحلیل داده‌ها، اصلاح، ویراستاری/ شهلا پاکدامن: اصلاح و بازبینی/ مهسا هونجانی: نگارش مقدمه، نگارش بحث و نتیجه‌گیری/ سعید قنبری: طراحی پژوهش، اصلاح و بازبینی.

تعارض منافع

مقالهٔ حاضر حامی مالی و تعارض منافع ندارد.

سپاسگزاری

از تمامی شرکت‌کنندگانی که در انجام این پژوهش یاری‌مان رساندند و داوران گرامی که با نظرات دقیق و ریزبینانه کیفیت مقاله را ارتقا دادند، صمیمانه سپاسگزاریم.

References

Agishtein, P., & Brumbaugh, C. (2013). Cultural variation in adult attachment: The impact of ethnicity, collectivism, and country of origin. Journal of Social, Evolutionary, and Cultural Psychology, 7(4), 384. https://doi.org/10.1037/h0099181 [link]

Ainsworth, M. D. S., Blehar, M. C., Waters, E., & Wall, S. (1978). Strange situation procedure. Clinical Child Psychology and Psychiatry. [link]

American Psychiatric Association (2022). Diagnostic and statistical manual of mental disorders (5th ed. Text Revision). Washington DC: American Psychiatric Publishing. [link]

Anjum, W., & Batool, I. (2016). Translation and Cross Language Validation of the Revised Adult Attachment Scale among Young Adults in Lahore, Pakistan. Peshawar Journal of Psychology and Behavioral Sciences (PJPBS), 2(1), 1-16. https://doi.org/10.32879/pjpbs.2016.2.1.1-16 [link]

Bartholomew, K. (1990). Avoidance of intimacy: An attachment perspective. *Journal of Social and Personal relationships*, *7*(2), 147-178. https://doi.org/10.1177/0265407590072001 [link]

Bartholomew, K., & Horowitz, L. M. (1991). Attachment styles among young adults: a test of a four-category model. *Journal of Personality and Social Psychology*, *61*(2), 226. 10.1037/0022-3514.61.2.226 [link]

Belvederi Murri, M., Ferrigno, G., Penati, S., Muzio, C., Piccinini, G., Innamorati, M., Ricci, F., Pompili, M., & Amore, M. (2017). Mentalization and depressive symptoms in a clinical sample of adolescents and young adults. *Child and Adolescent Mental Health*, *22*(2), 69-76. https://doi.org/10.1111/camh.12195 [link]

Bowlby, J. (1969). Attachment and loss, Volume III. [link]

Bowlby, J. (1973). Attachment and loss, Volume II. [link]

Brennan, K. A., & Shaver, P. R. (1998). Attachment styles and personality disorders: Their connections to each other and to parental divorce, parental death, and perceptions of parental caregiving. *Journal of personality*, *66*(5), 835-878. https://doi.org/10.1111/1467-6494.00034 [link]

Brennan, K. A., Clark, C. L., & Shaver, P. R. (1998). Self-report measurement of adult attachment: An integrative overview. [link]

Brislin, R. W. (1970). Back-Translation for Cross-Cultural Research. *Journal of Cross-Cultural Psychology*, *1*(3), 185-216. [link]

https://doi.org/10.1177/135910457000100301

Canavarro, M. C., Dias, P., & Lima, V. (2006). A avaliação da vinculação do adulto: Uma revisão crítica a propósito da aplicação da Adult Attachment Scale-R (ASS-R) na população portuguesa. Psicologia, 20(1), 156-186. [link]
https://doi.org/10.17575/rpsicol.v20i1.381
Collins, N. L. (1996). Working models of attachment: Implications for explanation, emotion, and behavior. *Journal of Personality and Social Psychology*, *71*(4), 810. https://doi.org/10.1037/0022-3514.71.4.810 [link]
Collins, N. L., & Read, S. J. (1990). Adult attachment, working models, and relationship quality in dating couples. *Journal of Personality and Social Psychology*, *58*(4), 644. https://doi.org/10.1037/0022-3514.58.4.644 [link]
Collins, N. L., Ford, M. B., Guichard, A. C., & Allard, L. M. (2006). Working models of attachment and attribution processes in intimate relationships. *Personality and Social Psychology Bulletin*, *32*(2), 201-219. [link]
https://doi.org/10.1177/0146167205280907
Costello, A. B., & Osborne, J. (2005). Best practices in exploratory factor analysis: Four recommendations for getting the most from your analysis. *Practical assessment, research, and evaluation*, *10*(1), 7. https://doi.org/10.7275/jyj1-4868 [link]
Dagan, O., Facompré, C. R., & Bernard, K. (2018). Adult attachment representations and depressive symptoms: A meta-analysis. Journal of affective disorders, 236, 274-290. https://doi.org/10.1016/j.jad.2018.04.091 [link]
Eloranta, S. J., Kaltiala, R., Lindberg, N., Kaivosoja, M., & Peltonen, K. (2020). Validating measurement tools for mentalization, emotion regulation difficulties and identity diffusion among Finnish adolescents. *Nordic Psychology*, 1-23. https://doi.org/10.1080/19012276.2020.1863852 [link]
Feddern Donbaek, D., & Elklit, A. (2014). A validation of the Experiences in Close Relationships-Relationship Structures scale (ECR-RS) in adolescents. *Attachment & Human Development*, *16*(1), 58-76. [link]
https://doi.org/10.1080/14616734.2013.850103
Feeney, J. A., Noller, P., & Hanrahan, M. (1994). Assessing adult attachment. In M. B. Sperling & W. H. Berman (Eds.), Attachment in adults: Clinical and developmental perspectives (pp. 128–152). New York: Guilford Press. [link]
Fernández, A. M., & Dufey, M. (2015). Adaptation of Collins' revised adult attachment dimensional scale to the Chilean context. Psicologia: Reflexão e Crítica, 28, 242-252. https://doi.org/10.1590/1678-7153.201528204 [link]
Fokkema, M., & Greiff, S. (2017). How Performing PCA and CFA on the Same Data Equals Trouble. *European Journal of Psychological Assessment*, *33*(6), 399-402. https://doi.org/10.1027/1015-5759/a000460 [link]
Fonagy, P., & Luyten, P. (2018). Attachment, mentalizing, and the self.[link]
Fonagy, P., Luyten, P., Moulton-Perkins, A., Lee, Y.-W., Warren, F., Howard, S., Ghinai, R., Fearon, P., & Lowyck, B. (2016). Development and Validation of a Self-Report Measure of Mentalizing: The Reflective Functioning Questionnaire. *PLOS ONE*, *11*(7), e0158678. https://doi.org/10.1371/journal.pone.0158678 [link]

Fossati, A., Feeney, J. A., Donati, D., Donini, M., Novella, L., Bagnato, M., ... & Maffei, C. (2003). On the dimensionality of the Attachment Style Questionnaire in Italian clinical and nonclinical participants. Journal of Social and Personal Relationships, 20(1), 55-79. https://doi.org/10.1177/02654075030201003 [link]

George, C., & West, M. (2001). The development and preliminary validation of a new measure of adult attachment: The Adult Attachment Projective. *Attachment & Human Development, 3*(1), 30-61. https://doi.org/10.1080/14616730010024771 [link]

George, C., Kaplan, N., & Main, M. (1996). Adult Attachment Interview. Unpublished manuscript, Department of Psychology. *University of California, Berkeley*. [link]

Graham, J. M., & Unterschute, M. S. (2015). A reliability generalization meta-analysis of self-report measures of adult attachment. *Journal of Personality Assessment, 97*(1), 31-41. https://doi.org/10.1080/00223891.2014.927768 [link]

Haddadi, A., & Ghobari, B. (2012). The Relation among God Concept, Attachment and Paranoid Ideation in College Students. Journal of Modern Psychological Researches, 6(24), 39-58. [link]

Haddadi, A., & Ghobari, B. (2012). The Relation among God Concept, Attachment and Paranoid Ideation in College Students. Journal of Modern Psychological Researches, 6(24), 39-58. [link]

Hair, J. F., Babin, B. J., Anderson, R. E., & Black, W. C. (2019). Multivariate data analysis (8th ed.). Cengage Learning. [link]

Hair, J. F., Hult, G. T. M., Ringle, C. M., & Sarstedt, M. (2017). *A primer on partial least squares structural equation modeling (PLS-SEM)* (2nd ed.). Sage publications. [link]

Hajizadeh, K., Ahadi, H., Jomehri, F., & Rahgozar, M. (2013). Psychosocial predictors of barriers to cervical cancer screening among Iranian women: the role of attachment style and social demographic factors. *Journal of Preventive Medicine and Hygiene*, *54*(4), 218–222. [link]

Hashemi, S., Dortaj, F., Sadipour, E., & Asadzadeh, H. (2017). Structural model of shame and guilt feelings based on parenting styles: The mediating role of attachment styles. Journal of applied psychology, 11(1), 475-493. [link]

Hausberg, M. C., Schulz, H., Piegler, T., Happach, C. G., Klöpper, M., Brütt, A. L., Sammet, I., & Andreas, S. (2012). Is a self-rated instrument appropriate to assess mentalization in patients with mental disorders? Development and first validation of the Mentalization Questionnaire (MZQ). *Psychotherapy Research*, *22*(6), 699-709. https://doi.org/10.1080/10503307.2012.709325 [link]

Herstell, S., Betz, L. T., Penzel, N., Chechelnizki, R., Filihagh, L., Antonucci, L., & Kambeitz, J. (2021). Insecure attachment as a transdiagnostic risk factor for major psychiatric conditions: A meta-analysis in bipolar disorder, depression and schizophrenia spectrum disorder. Journal of Psychiatric Research, 144, 190-201. https://doi.org/10.1016/j.jpsychires.2021.10.002 [link]

Heshmati, R., Zemestani, M., & Vujanovic, A. (2022). Associations of Childhood Maltreatment and Attachment Styles with Romantic Breakup Grief Severity: The

Role of Emotional Suppression. Journal of Interpersonal Violence, 37(13–14), NP11883–NP11904. https://doi.org/10.1177/0886260521997438 [link]

Kaufman, E. A., Xia, M., Fosco, G., Yaptangco, M., Skidmore, C. R., & Crowell, S. E. (2016). The Difficulties in Emotion Regulation Scale Short Form (DERS-SF): Validation and Replication in Adolescent and Adult Samples. *Journal of Psychopathology and Behavioral Assessment*, *38*(3), 443-455. [link]
https://doi.org/10.1007/s10862-015-9529-3

Keng, S. L., Lee, Y., Drabu, S., Hong, R. Y., Chee, C. Y. I., Ho, C. S. H., & Ho, R. C. M. (2019). Construct Validity of the McLean Screening Instrument for Borderline Personality Disorder in Two Singaporean Samples. *J Pers Disord*, *33*(4), 450-469. https://doi.org/10.1521/pedi_2018_32_352 [link]

Kline, R. B. (2015). *Principles and practice of structural equation modeling*. Guilford publications. [link]

Koohsar, A. A. H., & Bonab, B. G. (2011). Relation between quality of attachment and life satisfaction in high school administrators. Procedia-Social and Behavioral Sciences, 30, 954-958. https://doi.org/10.1016/j.sbspro.2011.10.185 [link]

Kyriazos, T. (2018) Applied Psychometrics: Sample Size and Sample Power Considerations in Factor Analysis (EFA, CFA) and SEM in General. *Psychology*, *9*, 2207-2230. https://doi.org/10.4236/psych.2018.98126 [link]

Le Corff, Y., Martin-Storey, A., Touchette, L., Lapalme, M., & Forget, K. (2021). Validation of a French Translation of the McLean Screening Instrument for Borderline Personality Disorder, Invariance Across Genders, and Association with Depression, Trauma Symptoms, and Substance Use Among University Students. *J Pers Disord*, *35*(4), 605-617. https://doi.org/10.1521/pedi_2020_34_494 [link]

Luyten, P., Malcorps, S., Fonagy, P., & Ensink, K. (2019). Assessment of mentalizing. *Handbook of mentalizing in mental health practice*, 37-62. [link]

McNeish D. (2018). Thanks coefficient alpha, we'll take it from here. *Psychological methods*, *23*(3), 412–433. https://doi.org/10.1037/met0000144 [link]

Mekawi, Y., Watson-Singleton, N. N., Dixon, H. D., Fani, N., Michopoulos, V., & Powers, A. (2021). Validation of the difficulties with emotion regulation scale in a sample of trauma-exposed Black women. *Journal of Clinical Psychology*, *77*(3), 587-606. https://doi.org/10.1002/jclp.23036 [link]

Meyers, L. S., Gamst, G. C., & Guarino A. J. (2016). Applied multivariate research: Design and interpretation (3rd ed.). SAGE Publications. [link]

Mikulincer, M., & Shaver, P. R. (2019). Attachment orientations and emotion regulation. Current opinion in psychology, 25, 6-10. [link]
https://doi.org/10.1016/j.copsyc.2018.02.006

Mousavi Asl, E., Dabaghi, P., & Taghva, A. (2020). Screening borderline personality disorder: The psychometric properties of the Persian version of the McLean screening instrument for borderline personality disorder. *J Res Med Sci*, *25*, 97. https://doi.org/10.4103/jrms.JRMS_949_19 [link]

Müller, S., Wendt, L. P., Spitzer, C., Masuhr, O., Back, S. N., & Zimmermann, J. (2021). A Critical Evaluation of the Reflective Functioning Questionnaire (RFQ). *Journal of Personality Assessment*, 1-15. [link]
https://doi.org/10.1080/00223891.2021.1981346

Nematy, A., & Oloomi, M. (2016). The comparison of attachment styles among Iranian lesbian, gay, and bisexual and heterosexual people. *Journal of Gay & Lesbian Social Services*, *28*(4), 369-378. [link]
https://doi.org/10.1080/10538720.2016.1225545

Pituch K. A. & Stevens J. (2016). Applied multivariate statistics for the social sciences: Analyses with SAS and IBM's SPSS (6th Ed.). Routledge. [link]

Probst, T., Dehoust, M., Brütt, A. L., Schulz, H., Pieh, C., & Andreas, S. (2018). Mentalization and Self-Efficacy as Mediators between Psychological Symptom Severity and Disabilities in Activities and Participation in Psychotherapy Patients. *Psychopathology*, *51*(1), 38-46. https://doi.org/10.1159/000485980 [link]

Raimondi, G., Samela, T., Lester, D., Imperatori, C., Carlucci, L., Contardi, A., Balsamo, M., & Innamorati, M. (2022). Psychometric Properties of the Italian Mentalization Questionnaire: Assessing Structural Invariance and Construct Validity. *Journal of Personality Assessment*, *104*(5), 628-636. [link]

Ravitz, P., Maunder, R., Hunter, J., Sthankiya, B., & Lancee, W. (2010). Adult attachment measures: A 25-year review. *Journal of psychosomatic research*, *69*(4), 419-432. https://doi.org/10.1016/j.jpsychores.2009.08.006 [link]

Schwarzer, N.-H., Nolte, T., Fonagy, P., & Gingelmaier, S. (2021). Mentalizing and emotion regulation: Evidence from a nonclinical sample. *International Forum of Psychoanalysis*, *30*(1), 34-45. https://doi.org/10.1080/0803706X.2021.1873418 [link]

Seyed Mousavi, P. S., Vahidi, E., Ghanbari, S., Khoshroo, S., & Sakkaki, S. Z. (2021). Reflective Functioning Questionnaire (RFQ): Psychometric Properties of the Persian Translation and Exploration of Its Mediating Role in the Relationship between Attachment to Parents and Internalizing and Externalizing Problems in Adolescents. *Journal of Infant, Child, and Adolescent Psychotherapy*, 1-18. https://doi.org/10.1080/15289168.2021.1945721 [link]

Shaver, P., & Hazan, C. (1987). Being lonely, falling in love. *Journal of Social Behavior and Personality*, *2*(2), 105.[link]

Smith, M., & South, S. (2020). Romantic attachment style and borderline personality pathology: A meta-analysis. *Clinical Psychology Review*, *75*, 101781. https://doi.org/10.1016/j.cpr.2019.101781 [link]

Teixeira, R. C. R., Ferreira, J. H. B. P., & Howat-Rodrigues, A. B. C. (2019). Collins and Read revised adult attachment scale (RAAS) validity evidences. Psico, 50(2), e29567-e29567. https://doi.org/10.15448/1980-8623.2019.2.29567 [link]

Troisi, G., Parola, A., & Margherita, G. (2022). Italian Validation of AAS-R: Assessing Psychometric Properties of Adult Attachment Scale—Revised in the Italian Context. Psychological Studies, 67(4), 605-613. [link]

https://doi.org/10.1007/s12646-022-00672-9
Wampler, K. S., Riggs, B., & Kimball, T. G. (2004). Observing attachment behavior in couples: The adult attachment behavior q- set (AABQ). *Family process*, *43*(3), 315-335. [link]
Watkins, M. W. (2018). Exploratory Factor Analysis: A Guide to Best Practice. *Journal of Black Psychology*, *44*(3), 219-246. [link]
https://doi.org/10.1177/0095798418771807
Woźniak-Prus, M., Gambin, M., Cudo, A., & Sharp, C. (2022). Investigation of the Factor Structure of the Reflective Functioning Questionnaire (RFQ-8): One or Two Dimensions? *Journal of Personality Assessment*, *104*(6), 736-746. [link]
https://doi.org/10.1080/00223891.2021.2014505
Zanarini, M. C., Vujanovic, A. A., Parachini, E. A., Boulanger, J. L., Frankenburg, F. R., & Hennen, J. (2003). A screening measure for BPD: the McLean Screening Instrument for Borderline Personality Disorder (MSI-BPD). *J Pers Disord*, *17*(6), 568-573. https://doi.org/10.1521/pedi.17.6.568.25355 [link]
Zhang, X., Li, J., Xie, F., Chen, X., Xu, W., & Hudson, N. W. (2022). The relationship between adult attachment and mental health: A meta-analysis. Journal of Personality and Social Psychology, 123(5), 1089. https://doi.org/10.1037/pspp0000437 [link]

❋❋❋

پیوست

پرسشنامهٔ کنش تأملی

		کاملاً مخالفم ۱	۲	۳	۴	۵	۶	کاملاً موافقم ۷
۱	افکار آدم‌ها برای من رمزآلودند.							
۲	خودم هم همیشه سر در نمی‌آورم که چرا کاری را انجام می‌دهم.							
۳	وقتی عصبانی می‌شوم، حرف‌هایی می‌زنم که خودم هم واقعاً نمی‌دانم چرا.							
۴	وقتی عصبانی می‌شوم چیزهایی می‌گویم که بعداً پشیمان می‌شوم.							
۵	اگر احساس ناامنی کنم به گونه‌ای رفتار می‌کنم که دیگران از من فاصله می‌گیرند.							
۶	گاهی اوقات کارهایی را انجام می‌دهم، بدون اینکه خودم واقعاً بدانم چرا.							
۷	من همیشه می‌دانم چه احساسی دارم.							

۸	احساسات آتشین معمولاً تفکر من را تیره و تار می‌کنند.							

***

پرسشنامهٔ ذهنی‌سازی

		مخالفم	تا حدی مخالفم	نظری ندارم	تا حدی موافقم	موافقم
۱	اگر توقع داشته باشم که از من عیب‌جویی کنند یا مرا برنجانند، ترسم مدام بیشتر و بیشتر می‌شود.					
۲	برای اینکه احساساتم را بفهمم توضیحات دیگران کمک چندانی نمی‌کنند.					
۳	احساسات گاهی برایم خطرناک‌اند.					
۴	فقط زمانی می‌توانم باور کنم کسی مرا خیلی دوست دارد که دلایل عینی برایش داشته باشم (مثلاً یک قرار دوستانه، یک هدیه، یا یک آغوش)					
۵	بهتر است اغلب اوقات آدم هیچ احساسی نداشته باشد.					
۶	اغلب اوقات نمی‌توانم احساساتم را کنترل کنم.					
۷	برایم سخت است باور کنم که روابط می‌توانند تغییر کنند.					
۸	معمولاً تا زمانی که احساس تنش جسمانی یا پریشانی تمام توجهم را به خود جلب نکند آن را نادیده می‌گیرم.					
۹	صحبت کردن دربارهٔ احساسات باعث قوی‌تر شدن هرچه بیشتر آن‌ها می‌شود.					
۱۰	گاهی فقط زمانی می‌توانم از احساساتم آگاه شوم که از یک اتفاق مدتی گذشته باشد.					
۱۱	بیشتر اوقات درک احساساتم با همهٔ شدتی که دارند برایم دشوار است.					
۱۲	اغلب اوقات احساس تهدید می‌کنم که مبادا کسی از من انتقاد کند یا مرا برنجاند.					
۱۳	خمیازه کشیدن یک فرد در حضور من نشانه‌ای قابل اطمینان از این است که از بودن با من خسته شده است.					

۱۴	اغلب اوقات مایل نیستم دربارهٔ افکار و احساساتم با دیگران صحبت کنم.					
۱۵	اغلب اوقات حتی نمی‌دانم در من چه می‌گذرد.					

***

نسخهٔ کوتاه مقیاس دشواری‌ها در تنظیم هیجان

	عبارات	تقریباً هرگز	گاهی اوقات	نیمی از اوقات	بیشتر اوقات	تقریباً همیشه
۱	من نمی‌دانم چگونه احساسی دارم.					
۲	برایم مشکل است که از احساساتم سر در بیاورم.					
۳	من در مورد آنچه احساس می‌کنم، گیج هستم.					
۴	وقتی آشفته می‌شوم، از چنین احساسی خجالت می‌کشم.					
۵	وقتی آشفته می‌شوم، برای انجام کارهایم با مشکل مواجه می‌شوم.					
۶	وقتی آشفته می‌شوم، کنترلم را از دست می‌دهم.					
۷	وقتی آشفته می‌شوم، معتقدم که سرانجام بسیار افسرده خواهم شد.					
۸	وقتی آشفته می‌شوم، تمرکز بر چیزهای دیگر برایم مشکل است.					
۹	وقتی آشفته می‌شوم، به خاطر داشتن چنین احساسی، احساس گناه می‌کنم.					
۱۰	وقتی آشفته می‌شوم، تمرکز کردن برایم دشوار است.					
۱۱	وقتی آشفته می‌شوم، کنترل رفتارهایم برایم دشوار است.					
۱۲	وقتی آشفته می‌شوم، گمان می‌کنم که نمی‌توانم کاری انجام دهم تا احساس بهتری داشته باشم.					

۱۳	وقتی آشفته می‌شوم، به خاطر داشتن چنین احساسی از خودم آزرده خاطر می‌شوم.					
۱۴	وقتی آشفته می‌شوم، کنترلم را روی رفتارهایم از دست می‌دهم.					
۱۵	وقتی آشفته می‌شوم، خیلی طول می‌کشد تا احساس بهتری داشته باشم.					

***

ابزار غربالگری مک‌لین برای اختلال شخصیت مرزی

	بله	خیر
آیا برای شما اتفاق افتاده است که در صمیمی‌ترین روابطتان بحث و جدل‌های فراوان یا جدا شدن‌های مکرر داشته باشید؟		
آیا تابحال عمداً به خود آسیب زده‌اید؟ (برای مثال، ضربه زدن، بریدن بدن، سوزاندن یا خودکشی)		
آیا برای شما پیش آمده که حداقل دو مورد از این رفتارها را داشته باشید: پرخوری، ولخرجی، سوء مصرف الکل و بددهنی؟		
آیا برای شما پیش آمده است که به‌شدت بداخلاق بوده باشید؟		
آیا پیش آمده است که برای مدتی طولانی شدیداً خشمگین باشید، یا رفتار عصبی یا کنایه‌آمیز داشته باشید؟		
آیا اغلب اوقات نسبت به دیگران بی‌اعتماد هستید؟		
آیا غالباً احساس می‌کنید که واقعی نیستید یا چیزهای اطرافتان واقعی نیستند؟		
آیا به صورت مزمن احساس تهی بودن یا پوچی می‌کنید؟		
آیا اغلب اوقات نمی‌دانید که چه کسی هستید یا احساس می‌کنید هویتی ندارید؟		
آیا پیش آمده است که شدیداً تلاش کنید تا احساس طرد شدن نکنید یا طرد نشوید؟ برای مثال، بارها با فرد مورد نظر تماس بگیرید تا مطمئن شوید هنوز به شما اهمیت می‌دهد، خواهش کنید که رهایتان نکند، یا به او بچسبید.		

***