University of Tehran Press

Journal of Applied Psychological Research

2026

Home Page: https://japr.ut.ac.ir

Online ISSN: 2676-4504

Assessing the psychometric properties of the Persian version of the Embodied Experience Scale (EES) in Iranian University Students

Bahar Shamsalam[1], Maryam Abbasi Sooreshjani[2*], Hojjatollah Farahani[3]

1. Department of Psychology, Psychology and Educational Science Faculty, University of Tehran, Tehran, Iran b.shamsalam@ut.ac.ir
2. Corresponding Author, Assistant Professor, Department Of Psychology, Faculty Of Psychology And Education, University Of Tehran, Tehran, Iran. maryam.abbasi@ut.ac.ir
3. Department of Psychology, Faculty of Humanities, Tarbiat Modares University, Tehran, Iran. h.farahani@modares.ac.ir

ARTICLE INFO

Article type:
Research Article

Article History:
Received: 02 Nov 2025
Revised: 03 Jan 2026
Accepted: 28 Jan 2026
First Published: 13 May 2026

Keywords:
Embodiment, Confirmatory Factor Analysis, Reliability, Validity.

ABSTRACT

The present study examined the psychometric properties of the Persian version of the Embodied Experience Scale (EES) among Iranian university students. The research used a descriptive survey and an applied design. The population comprised all students at the University of Tehran in the 2024–2025 academic year, from whom 507 participants (80.5% women, 18.7% men, 0.8% other) were recruited through convenience sampling. Instruments included the Embodied Experience Scale (EES), the International Trauma Questionnaire (ITQ), and the Self-Construal Scale (SCS). Data were analyzed using SPSS-27 and R-4.5.1. Confirmatory factor analysis supported a six-factor structure, and model fit indices were satisfactory (RMSEA= 0.04, CFI= 0.97, TLI= 0.97, SRMR= 0.06). Cronbach's alpha and omega coefficients for the subscales and total score indicated excellent internal consistency, with an overall alpha of 0.92. EES scores showed significant negative correlations with ITQ scores and significant positive correlations with the independent self-construal dimension of the SCS, supporting convergent and divergent validity. Overall, the findings indicate that the Persian EES is a reliable, valid instrument for assessing the quality of embodied experience among Iranian students and can be usefully applied in clinical, cultural, and future mental health promotion research in Iran, as well as in related interdisciplinary psychological studies.

Cite this article: Shamsalam, B. , Abbasi Sooreshjani, M. and Farahani, H. (2026). Assessing the psychometric properties of the Persian version of the Embodied Experience Scale (EES) in Iranian University Students. *Journal of Applied Psychological Research*, (In Prss/Accepted). doi: 10.22059/japr.2026.405080.645393

Publisher: University of Tehran Press
DOI: https://doi.org/10.22059/japr.2026.405080.645393

© The Author(s).

In Press/Accepted

فصل‌نامه پژوهش‌های کاربردی روانشناختی

۱۴۰۵

انتشارات دانشگاه تهران

سایت نشریه: https://japr.ut.ac.ir

شاپا الکترونیکی: ۴۵۰۴-۲۶۷۶

بررسی ویژگی های روانسنجی نسخه فارسی مقیاس تجربه بدنمندی (EES) در دانشجویان ایرانی

بهار شمس عالم[۱]، مریم عباسی سورشجانی[۲]*، حجت‌اله فراهانی [۳]

۱. گروه روان‌شناسی، دانشکدهٔ علوم تربیتی و روان‌شناسی، دانشگاه تهران، تهران، ایران. رایانامه: b.shamsalam@ut.ac.ir

۲. نویسندهٔ مسئول، استادیار، گروه روان‌شناسی، دانشکده‌ی روان‌شناسی و علوم تربیتی، دانشگاه تهران، تهران، ایران. رایانامه : maryam.abbasi@ut.ac.ir

۳. گروه روان‌شناسی، دانشکده‌ی علوم انسانی، دانشگاه تربیت مدرس، تهران، ایران. رایانامه: h.farahani@modares.ac.ir

اطلاعات مقاله

نوع مقاله:
پژوهشی

تاریخ‌های مقاله:
تاریخ دریافت: ۱۴۰۴/۰۸/۱۱
تاریخ بازنگری: ۱۴۰۴/۱۰/۱۳.
تاریخ پذیرش: ۱۴۰۴/۱۱/۰۸
تاریخ انتشار آنلاین: ۱۴۰۵/۰۲/۲۳

کلیدواژه‌ها:
بدنمندی، تحلیل عاملی تأییدی، روایی، پایایی

چکیده

هدف پژوهش حاضر، بررسی ویژگی‌های روان‌سنجی نسخه‌ی فارسی مقیاس تجربه‌ی بدنمندی در میان دانشجویان ایرانی بود. این پژوهش از نوع توصیفی-پیمایشی و کاربردی بود. جامعهٔ آماری شامل کلیه‌ی دانشجویان دانشگاه تهران در سال تحصیلی ۱۴۰۳-۱۴۰۴ بود که از میان آن‌ها ۵۰۷ نفر (۸۰/۵ درصد زن، ۱۸/۷ درصد مرد و ۰/۸ درصد سایر) به روش نمونه‌گیری غیرتصادفی دردسترس انتخاب شدند. ابزارهای مورد استفاده شامل مقیاس تجربه‌ی بدنمندی (EES)، پرسشنامه‌ی بین‌المللی تروما (ITQ) و مقیاس تفسیر خویشتن (SCS) بود. تحلیل داده‌ها با نرم‌افزارهای SPSS-27 و R.4.5.1 انجام شد. نتایج تحلیل عاملی تأییدی از مدل شش عاملی مقیاس حمایت کرد و شاخص‌های برازش مدل در سطح مطلوبی قرار داشتند (RMSEA=۰/۰۴، CFI=۰/۹۷، TLI=۰/۹۷، SRMR=۰/۰۶). ضرایب آلفای کرونباخ و امگا برای خرده‌مقیاس‌ها و نمرهٔ کل، حاکی از همسانی درونی بسیار مناسب بود و مقدار آلفای کل ۰/۹۲۸ به دست آمد. همبستگی منفی معنادار بین نمرات EES و ITQ و همبستگی مثبت معنادار با بعد خویشتن مستقل مقیاس SCS، روایی همگرا و واگرای مطلوب ابزار را تأیید کرد. به طور کلی، یافته‌ها نشان می‌دهند نسخهٔ فارسی مقیاس تجربهٔ بدنمندی، ابزاری معتبر و پایا برای سنجش کیفیت تجربهٔ زیستن در بدن در میان دانشجویان ایرانی است و می‌تواند در پژوهش‌های بالینی، فرهنگی و مداخلات ارتقای سلامت روان در بافت فرهنگی ایران به کار رود.

استناد: شمس عالم، ب.، عباسی سورشجانی، م.، و فراهانی، ح. (۱۴۰۵). بررسی ویژگی های روانسنجی نسخه فارسی مقیاس تجربه بدنمندی (EES) در دانشجویان ایرانی. *فصل‌نامه پژوهش‌های کاربردی روانشناختی*، (آماده انتشار/ پذیرش شده). doi: 10.22059/japr.2026.405080.645393

ناشر: انتشارات دانشگاه تهران

DOI: https://doi.org/10.22059/japr.2026.405080.645393

© نویسندگان.

In Press/Accepted

۱. مقدمه

در دهه‌های اخیر، مفهوم بدنمندی[۱] به عنوان یکی از مولفه‌های بنیادی سلامت روان مورد توجه گستردهٔ پژوهشگران قرار گرفته است (پیران و همکاران[۲]، ۲۰۲۰). بدنمندی، به معنای تجربهٔ زیسته‌ی بودن در بدن، آگاهی از بدن و کیفیت رابطهٔ فرد با بدن خویش است (اسمیت[۳]، ۲۰۱۷). این مفهوم، فراتر از تصویر بدن[۴]، به در هم‌تنیدگی تجربه‌های جسمی، هیجانی، شناختی و اجتماعی در درک خود اشاره دارد (پیران[۵]، ۲۰۱۷). در واقع، بدنمندی نه تنها به عنوان یک تجربه‌ی فردی، بلکه به عنوان یک سازهٔ فرهنگی–اجتماعی تلقی می‌شود که تحت تأثیر هنجارهای اجتماعی، رسانه‌ها و انتظارات جنسیتی قرار می‌گیرد (سو[۶]،۲۰۰۷؛ سوامی[۷]، ۲۰۱۵).

پژوهش‌های طولی نشان می‌دهند سطوح بالای بدنمندی می‌تواند به عنوان یک عامل محافظتی در برابر اختلالات روانی عمل کند و تجربه‌ی بدنمندی مثبت، با رضایت از زندگی، تنظیم هیجان کارآمد، عزت‌نفس بالاتر و سلامت روانی کلی ارتباط دارد (تیلکا و وود–بارکالو[۸]، ۲۰۱۵). در مقابل، گسست از بدن یا احساس بیگانگی با آن[۹] با اختلال خوردن، اضطراب، تروما و علائم درونی‌ساز مرتبط است (ون‌درکولک[۱۰]، ۲۰۱۴؛ اونگ و همکاران[۱۱]، ۲۰۲۵). این روابط منفی به ویژه در جوامعی که فشارهای فرهنگی بر ظاهر بدن شدید است، برجسته می‌شود. در سطح جهانی، آمارها حاکی از آن است که بیش از ۷۰ درصد افراد جوان در کشورهای غربی از مشکلات مرتبط با تصویر بدن رنج می‌برند و می‌تواند به اختلالات روانی منجر شود (میلتون و همکاران[۱۲]، ۲۰۲۱).

در پاسخ به نیاز به ابزاری برای سنجش این سازه‌ی پیچیده پیران و همکاران (۲۰۲۰) مقیاس تجربه‌ی بدنمندی[۱۳] (EES) را که یک ابزار خودگزارشی ۳۴ آیتمی با شش زیر مقیاس ارتباط مثبت با بدن و احساس راحتی[۱۴] (PBCC؛ دربرگیرنده‌ی تجربه‌های مثبت مرتبط با بدن از جمله احساس یکی بودن با بدن، راحتی در بدن، و افتخار به قابلیت‌های آن)، تنظیم بدون مانع بدن[۱۵] (BUA؛ دربرگیرنده‌ی جنبه‌هایی از تجربه بدنی که نشان‌دهنده آزادی از موانع روانی یا اجتماعی در ارتباط با بدن هستند و تمرکز بر عملکرد و راحتی بدن به جای ظاهر آن)، عاملیت و توانایی عملکرد[۱۶] (AF؛ دربرگیرنده‌ی تجربه‌هایی از بدن که در آن فرد احساس می‌کند بدنش ابزار توانمندی برای تعامل با جهان است و به جای ظاهر بدن، بر عملکرد و قابلیت‌های بدن مانند قدرت، تحرک، یا توانایی انجام فعالیت‌ها تأکید دارد)، تجربه/تظاهر میل جنسی[۱۷] (EESD؛ دربرگیرنده‌ی تجربه و ابراز احساسات و خواسته‌های جنسی به‌صورت مثبت و بدون احساس شرم یا ناراحتی)، مراقبت هماهنگ از خود[۱۸] (ASC؛ دربرگیرنده‌ی رفتارها و نگرش‌هایی که نشان‌دهنده‌ی توجه و پاسخگویی به سیگنال‌های بدن مانند گرسنگی، خستگی یا نیاز به استراحت به شیوه‌ای مثبت و مراقبتی هستند) و مقاومت در برابر شی‌انگاری[۱۹] (RO؛ دربرگیرنده‌ی توانایی فرد برای مقاومت در برابر فشارهای اجتماعی و فرهنگی که

1. embodiment
2. Piran et al.
3. Smith
4. body image
5. Piran
6. Suh
7. Swami
8. Tylka & Wood-Barcalow.
9. disbodiment
10. Van der Kolk
11. Ong et al.
12. Milton et al.
13 . Embodied Experience Scale (EES)
14. positive body connection and comfort (PBCC)
15. body unencumbered adjustment (BUA)
16. agency & functionality (AF)
17. experience/expression sexual desire (EESD)
18. attuned self-care (ASC)
19. resisting objectification (RO)

In Press/Accepted

بدن را به‌عنوان یک شیء ظاهری، به‌ویژه از منظر ظاهر فیزیکی، تعریف می‌کنند) است، توسعه دادند. نسخه‌ی اصلی این مقیاس روایی و پایایی مطلوبی را نشان داده است (پیران و همکاران، ۲۰۲۰).

در زمینه‌های پژوهش‌های ایرانی، ابزارهای متعددی برای سنجش جنبه‌های مرتبط با بدن رواسازی شده‌اند اما بیشتر آن‌ها بر تصویر بدن تمرکز دارند و کم‌تر به مفهوم جامع بدنمندی پرداخته‌اند. برای مثال، پرسشنامه‌ی روابط چندبعدی بدن–خود[1] (MBSRQ) (شمشادی و همکاران، ۱۳۹۹) رواسازی شده است که نگرش شناختی به بدن را می‌سنجد. همچنین، پرسشنامهٔ شرم از تصویر بدنی[2] (BISS) که جهت ارزیابی اضطراب مرتبط با ظاهر استفاده می‌شود (صادق‌زاده و شاملی، ۱۳۹۹). با این حال، این ابزارها عمدتاً جنبه‌های ادراکی و منفی تصویر بدن را پوشش می‌دهند و کم‌تر به تجربهٔ زیسته‌ی مثبت، عاملیت بدنی و مقاومت در برابر فشارهای فرهنگی مانند شی‌انگاری، می‌پردازند. جنبه‌هایی که در فرهنگ ایرانی، تحت تأثیر عوامل اجتماعی مانند رسانه‌ها و انتظارات جنسیتی، اهمیت ویژه‌ای دارند (گروسی و همکاران[3]، ۲۰۱۳). بنابراین، فقدان ابزاری جامع مانند تجربه‌ی بدنمندی در جامعه‌ی ایرانی، نیاز به رواسازی نسخهٔ فارسی آن را برجسته می‌سازد. در این زمینه، زرگرانی و همکاران (۱۴۰۳) ویژگی‌های روان‌سنجی مقیاس دریافت تن‌آگین خود[4] (SSSE) را بررسی کردند. با این حال، این مقیاس به لحاظ نظری و ساختاری با ابزار مورد استفاده در این پژوهش تفاوت دارد زیرا عمدتاً به جنبه‌های ادراکی و پیامدهای بدنمندی به عنوان شاخصی از بهزیستی تمرکز می‌کند و کمتر به ابعاد فرهنگی، هیجانی و اجتماعی این سازه می‌پردازد. در مقابل مقیاس تجربه‌ی بدنمندی بر پایه‌ی نظریهٔ بدنمندی فرهنگی طراحی شده و ابعاد عاملیت، مراقبت از خود و مقاومت در برابر شی‌انگاری را نیز در برمی‌گیرد. افزون بر این، زرگرانی و همکاران (۱۴۰۳) در نقدی به مقیاس تجربه‌ی بدنمندی نیز اشاره کرده‌اند که اغلب پژوهش‌های مرتبط، گروه خاصی از افراد به ویژه زنان را بررسی کرده و بیشتر بر جنبه‌های بدنمندی یا آسیب‌شناسی شناختی تمرکز داشته‌اند. با این همه، نظریه‌ی بدنمندی پیران (۲۰۱۷) که مبنای تدوین مقیاس تجربه‌ی بدنمندی (EES) است، بر تجربه‌ی چندبعدی زیستن در بدن شامل عاملیت، مراقبت از خود و مقاومت در برابر شی‌انگاری، تأکید دارد و تجربه‌ی مثبت بدن را نیز دربرمی‌گیرد. با وجود اعتبارسنجی اولیه‌ی این مقیاس در زنان (پیران و همکاران، ۲۰۲۰)، پژوهش‌های بعدی نیز ساختار شش عاملی آن را در نمونه‌ی مختلط جنسیتی تأیید کردند (گاتاریو و همکاران[5]، ۲۰۲۰).

با توجه به آنچه گفته شد، پژوهش حاضر با هدف بررسی ساختار عاملی، روایی و پایایی نسخه‌ی فارسی مقیاس تجربه‌ی بدنمندی در جامعه‌ی دانشجویان ایرانی، گامی در راستای بسط درک چندبعدی از بدنمندی در جامعه‌ی ایرانی با استفاده از نمونه‌ای مختلط برداشته است. این مطالعه می‌تواند به توسعه‌ی ابزارهای مناسب با بافت فرهنگی ایران کمک و زمینه‌ای برای مداخلات بالینی فراهم آورد.

۲. روش

۲-۱. جامعه، نمونه و روش اجرا

جامعهٔ آماری پژوهش حاضر دربرگیرندهٔ تمام دانشجویانی که در سال تحصیلی ۱۴۰۳-۱۴۰۴ دانشگاه تهران مشغول به تحصیل بودند، بود. برای تعیین حجم نمونه، چندین قاعدهٔ رایج به کار برده شد. مطابق با پیشنهاد بنتلر و چو[6] (۱۹۸۷)، برای هر گویه، بیان

1. Multidimensional Body-Self Relations Questionnaire (MBSRQ, BSRQ)
2. Body Image Shame Scale (BISS)
3. Garrusi et al.
4. Scale Self of Sense Embodied (SSSE)
5. Gattario et al.
6. Bentler & Chou.

In Press/Accepted

۵ تا ۱۵ نفر شرکت‌کننده لازم است. نظر به اینکه مقیاس تجربهٔ بدنمندی شامل ۳۴ سوال است، حجم نمونهٔ مناسب برای این پژوهش در بازه‌ای میان ۱۷۰ تا ۵۱۰ شرکت‌کننده قرار دارد. علاوه بر این، بر اساس نظر کومری و لی[1] (۲۰۱۳)، حجم نمونهٔ بیش از ۵۰۰ نفر بسیار مطلوب در نظر گرفته می‌شود. بر همین اساس، در این پژوهش ۵۰۷ دانشجو مشارکت داشتند. شرکت‌کنندگان این پژوهش با روش نمونه‌گیری دردسترس و غیرتصادفی انتخاب شدند. معیار ورود به این پژوهش تمایل فرد به شرکت در پژوهش و مشغول به تحصیل بودن در یکی از مقاطع تحصیلی در دانشگاه تهران در سال تحصیلی ۱۴۰۳-۱۴۰۴ بود. معیار خروج از پژوهش نیز مخدوش بودن پاسخ‌ها بود.

اگرچه مقیاس تجربه‌ی بدنمندی در مطالعه اولیه پیران و همکاران (۲۰۲۰) در جامعه‌ی زنان توسعه یافت، اما پژوهش‌های بعدی (گاتاریو و همکاران، ۲۰۲۰) ساختار عاملی و ویژگی‌های روانسنجی آن را در نمونه‌های مختلط از زنان و مردان نیز تأیید کرده‌اند. براین اساس، در پژوهش حاضر نیز با هدف بررسی جامع‌تر سازه‌ی بدنمندی در فرهنگ ایرانی، از نمونه‌ای شامل زنان و مردان استفاده شد.

در گام نخست، مقیاس با دقت توسط پژوهشگر و تحت نظارت یکی از اعضای هئیت علمی دانشگاه تهران که به زبان انگلیسی تسط و در حوزهٔ مرتبط با موضوع مقیاس تجربه‌ی پژوهشی داشت، از زبان انگلیسی به فارسی ترجمه شد. در مرحله‌ی بعد، نسخهٔ فارسی توسط فردی دیگر که مسلط به زبان انگلیسی بود، مجدداً به انگلیسی بازگردانده شد. سپس نسخه‌های اصلی، ترجمه‌شده و بازگردانی‌شده با یکدیگر مقایسه گردید و اصلاحات لازم برای بهبود دقت ترجمه و روانی آن مطابق با زبان فارسی اعمال شد.

پس از آن، کد اخلاق از دانشکدهٔ روان‌شناسی و علوم تربیتی دانشگاه تهران اخذ شد. لینک پرسشنامه از طریق شبکه‌های اجتماعی مانند تلگرام و همچنین با توزیع رمزینه‌ی سریع پاسخ[2] (QR code) در دانشکده‌های دانشگاه تهران در اختیار دانشجویان قرار گرفت و پاسخ‌دهی به صورت آنلاین انجام شد. در آغاز پرسشنامه، اصول اخلاقی پژوهش از جمله محرمانه بودن اطلاعات و تحلیل داده‌ها به صورت تجمیعی به شرکت‌کنندگان اطلاع‌رسانی شد.

۲-۲. ابزارهای پژوهش

۲-۲-۱. چک‌لیست جمعیت‌شناختی

این چک‌لیست شامل پرسش‌های دربارهٔ متغیرهای جمعیت‌شناختی از جمله جنسیت، سن، وضعیت تأهل، مقطع تحصیلی و وضعیت شغلی شرکت‌کنندگان بود.

۲-۲-۲. مقیاس تجربهٔ بدنمندی[3] (EES)

این مقیاس، یک پرسشنامهٔ خودگزارشی ۳۴ سوالی است که با هدف ارزیابی تجربه‌ی «بودن در بدن» و کیفیت ارتباط فرد با بدن خود، نخستین بار توسط پیران و همکاران (۲۰۲۰) تدوین شد. این ابزار شش بود را می‌سنجد: ارتباط مثبت با بدن و احساس راحتی (سوالات ۱، ۲، ۸، ۹، ۱۱ و ۱۷)، تنظیم بدون مانع بدن (سوالات ۳، ۴، ۷، ۱۰، ۱۲، ۱۳، ۲۷ و ۳۴)، عاملیت و توانایی عملکرد (سوالات ۲۰، ۲۱، ۲۴، ۲۵، ۲۶، ۳۱ و ۳۲)، تجربه/تظاهر میل جنسی (سوالات ۱۴، ۲۸، ۲۹ و ۳۰)، مراقبت هماهنگ از خود (سوالات ۱۵، ۱۶، ۱۸، ۲۲، ۲۳ و ۳۳) و مقاومت در برابر شی‌انگاری (سوالات ۵، ۶ و ۱۹). پاسخ‌ها بر اساس مقیاس لیکرت پنج درجه‌ای نمره‌گذاری می‌شوند به صورتی که به کاملاً مخالفم نمرهٔ ۱، نه موافقم نه مخالف نمره‌ی ۳ و کاملاً موافقم نمرهٔ ۵ تلعق می‌گیرد و

1. Comrey& Lee.
2. Quick Response Code (QR code)
3. Experience of Embodiment Scale (EES)

In Press/Accepted

سوالات ۳، ۴، ۷، ۱۰، ۱۲، ۱۳، ۱۵، ۱۶، ۱۸، ۱۹، ۲۱، ۲۳، ۲۷، ۲۸، ۳۰، ۳۱ و ۳۴ نیز به صورت معکوس نمره‌گذاری می‌شوند. نمرات بالاتر در این مقیاس نشان‌دهندهٔ تجربه‌ای مثبت‌تر و سالم‌تر از زیستن در بدن است. در مطالعه‌های پیران و همکاران (۲۰۲۰) روایی سازه را با تحلیل عاملی تأییدی[1] (CFA) مدل شش‌خرده‌مقیاسی مرتبه‌دوم بررسی کردند و برای این مدل خی دو به درجه‌آزدی، شاخص برازش تطبیقی[2] (CFI) و خطای ریشهٔ مجذور میانگین تقریب[3] (RMESA) را به‌ترتیب ۷۴/۲، ۰/۹۵ و ۰/۷۰ گزارش کردند. پایایی ابزار نیز با آلفای کرونباخ و اومگا بررسی شده است و مقدار آلفای کرونباخ برای کل این مقیاس مقداری میان ۰/۹۳ و ۰/۹۴ و برای خرده مقیاس‌ها نیز ارتباط مثبت با بدن و راحتی، ۰/۸۹، تنظیم بدون مانع بدن ۰/۸۶، عاملیت و قابلیت عملکرد ۰/۸۴، تجربه / تظاهر میل جنسی ۰/۹۰، مراقبت هماهنگ از خود ۰/۸۲ و مقاومت در برابر شی انگاری ۰/۷۳ به دست آمده است. پایایی بازآزمایی نیز برای نمرهٔ کل ۰/۹۳ و برای خرده‌مقیاس‌ها بین ۰/۷۴ تا ۰/۹۱ به دست آمده است.

۳-۲-۲. نسخهٔ فارسی پرسشنامه‌ی بین‌المللی تروما[4] (ITQ)

این مقیاس یک ابزار خودگزارشی ۱۸ سوالی است که با هدف ارزیابی اختلال استرس پس از سانحه[5] (PTSD) و اختلال استرس پس از سانحهٔ پیچیده[6] (CPTSD) بر اساس ویراست یازدهم بین‌المللی طبقه‌بندی اختلالات[7] (ICD-11) توسط کلواتر و همکاران[8] در سال ۲۰۱۸ بازنگری شد. در آغاز مقیاس، از پاسخ‌دهنده دربارهٔ رویداد آسیب‌زا و مدت زمان سپری‌شده از آن پرسش می‌شود. سپس گویه‌های ۱ تا ۹ برای سنجش نشانه‌ها و نقص عملکردی حاصل از PTSD و گویه‌های ۱۰ تا ۱۸ برای ارزیابی اختلال در سازمان خویشتن[9] (DSO) و نقص عملکردی حاصل از آن، ارائه می‌گردد که پاسخ‌ها بر مبنای طیف لیکرت پنج درجه‌ای نمره‌گذاری می‌شود (هرگز =۰، همیشه = ۴). در پژوهش کلواتر و همکاران (۲۰۱۸) روایی سازه پرسشنامه ITQ با استفاده از تحلیل عاملی تأییدی (مدل شش‌عاملی و مدل مرتبه‌دوم) بررسی شده و شاخص‌ها در نمونهٔ جامعه‌شناختی به صورت خی دو (χ^2) ۶۴/۵۹، شاخص برازش تطبیقی (CFI) ۰/۹۹، شاخص توکر لوئیس[10] (TLI) ۰/۹۹۸، خطای ریشهٔ مجذور میانگین تقریب (RMESA) ۰/۰۲۵و در نمونهٔ بالینی خی دو (χ^2) ۶۲/۸۲، شاخص برازش تطبیقی (CFI) ۰/۹۸، شاخص توکر لوئیس (TLI) ۰/۹۷ و خطای ریشهٔ مجذور میانگین تقریب (RMESA) ۰/۰۵۰ گزارش شده‌اند که نشان‌دهندهٔ برازش بسیار خوب مدل است. همچنین، میزان آلفای کرونباخ در نمونهٔ جامعه‌نگر، برای تمام خرده‌مقیاس‌های PTSD وDSO به بالاتر از ۰/۶۷ بود. در نمونهٔ دوم (بالینی) نیز میزان آلفا برای همهٔ خرده‌مقیاس‌هایPTSD و DSO، بزرگ‌تر از ۰/۷۹ بود. در ایران، این ابزار توسط نریمان (۱۴۰۳) ترجمه و به مدد تحلیل عاملی تأییدی هنجاریابی شده است. در نسخهٔ فارسی، پایایی ترکیبی[11] (CR) ۰/۹۸، میانگین واریانس استخراج‌شده[12] (AVE) ۰/۹۷ و میزان آلفای کرونباخ برای کل مقیاس ۰/۹۴ به دست آمده است. در پژوهش حاضر نیز مقدار آلفای کرونباخ برای استرس پس از سانحه ۰/۸۵، برای اختلال در سازمان خویشتن ۰/۸۵ و برای کل مقیاس ۰/۹۳ به دست آمد که نشان دهندهٔ پایایی مطلوب آن است. از این مقیاس جهت بررسی روایی واگرا استفاده شد.

۴-۲-۲. نسخه‌ی فارسی مقیاس تفسیر خویشتن[13] (SCS)

1. Confirmatory factor analysis (CFA)
2. Comparative Fit Index (CFI)
3. Root Mean Square Error of Approximation (RMSEA)
4. International Trauma Questionnaire (ITQ)
5. post-traumatic stress disorder (PTSD)
6. complex post-traumatic stress disorder (CPTSD)
7. International Classification of Diseases 11th Revision (ICD-11)
8. Cloitre et al.
9. disturbance self-organization (DSO)
10. Tucker-Lewis's index (TLI)
11. Composite Reliability (CR)
12. Average Variance Extracted (AVE)
13. Self-Construal Scale (SCS)

In Press/Accepted

این مقیاس یک پرسشنامهٔ خودگزارشی در طیف لیکرت ۷ گزینه‌ای است که نخستین بار توسط سینگلیس[1] (۱۹۹۴) تدوین گردیده است. نسخه‌ی انگلیسی این مقیاس حاوی ۲۴ گویه است که گویه‌های ۱ تا ۱۲ تفسیر خویشتن وابستگی متقابل[2] و گویه‌های ۱۳ تا ۲۴ تفسیر خویشتن مستقل[3] را در قالب طیف لیکرت ۷ درجه‌ای (کاملاً مخالفم = ۱، کاملاً موافقم = ۷) می‌سنجد. کسب نمره‌ی بیش‌تر در هر یک از این دو بعد بیانگر رشدیافته‌تر بودن آن است. این مقیاس توسط سینگلیس (۱۹۹۴) در دو نمونهٔ دانشجویی آمریکایی بررسی شده است. تحلیل عامل اکتشافی و سپس تحلیل عاملی تأییدی، ساختار دوعاملی استقلال/وابستگی متقابل را تأیید کرده و نشان داده است که مدل دوعاملی برازش بهتری نسبت به مدل تک‌عاملی (یک بعدی) دارد. شاخص‌های برازش مدل دو عاملی در نمونهٔ اول به صورت خی دو نسبی (χ^2/df) ۲/۷۵، شاخص نیکویی برازش[4] (GFI) ۰/۸۵، شاخص نیکویی برازش تعدیل‌شده[5] (AGFI) ۰/۸۲ و ریشهٔ میانگین مجذورات باقیمانده[6] (RMR) ۰/۰۷ و در نمونه‌ی دوم به صورت خی دو نسبی (χ^2/df) ۱/۸۷، شاخص نیکویی برازش (GFI) ۰/۸۰، شاخص نیکویی برازش تعدیل‌شده (AGFI) ۰/۷۷ و ریشهٔ میانگین مجذورات باقیمانده (RMR) ۰/۰۹ بدست آمده است. در دو پژوهشی که توسط سینگلیس (۱۹۹۴) بر دو نمونه‌ی دانشجویی آمریکایی صورت گرفته است میزان آلفای کرونباخ نیزخرده‌مقیاس‌های استقلال و وابستگی متقابل به ترتیب ۰/۶۹ و ۰/۷۳ در مطالعهٔ اول و ۰/۷۰ و ۰/۷۴ در مطالعهٔ دوم گزارش شده است که نشان‌دهندهٔ پایایی درونی قابل‌قبول است. نسخهٔ فارسی آن که توسط شمس عالم و همکاران (۱۴۰۴) به فارسی ترجمه و به کمک تحلیل عاملی تأییدی رواسازی شده است. این نسخه، دربرگیرنده‌ی ۲۱ گویه است که گویه‌های ۱ تا ۱۲ وابستگی متقابل و گویه‌های ۱۳ تا ۲۱ استقلال را می‌سنجند. شاخص‌های برازش نسخهٔ فارسی این مقیاس شامل خی دو نسبی (χ^2/df) ۲/۴۶، خطای ریشهٔ مجذور میانگین تقریب (RMESA) ۰/۰۵۴، شاخص نیکویی برازش (GFI) ۰/۹۴، شاخص برازش تطبیقی (CFI) ۰/۸۸ و شاخص نیکویی برازش تعدیل‌شده (AGFI) ۰/۹۴ به دست آمده است. در این پژوهش، مقدار آلفای کرونباخ برای خرده مقیاس‌های وابستگی متقابل و استقلال به ترتیب برابر با ۰/۷۷ و ۰/۶۶ و میزان امگا نیز به ترتیب برابر با ۰/۷۵ و ۰/۵۹ و میزان آلفای کل مقیاس نیز با ۰/۷۰ بود. در پژوهش حاضر، آلفای کرونباخ خرده مقیاس وابستگی متقابل ۰/۷۹، خرده مقیاس استقلال ۰/۷۱ آلفای کرونباخ کل ۰/۷۶ به دست آمد. از خرده مقیاس تفسیر خویشتن مستقل این مقیاس، جهت بررسی روایی همگرا استفاده شد.

۳-۲. روش تجزیه و تحلیل اطلاعات

برای ارزیابی روایی این سازه، از تحلیل عاملی تأییدی استفاده شد. جهت بررسی میزان برازش مدل حاصل نیز شاخص‌های نیکویی برازش به کار گرفته شدند. همچنین روایی همگرا و واگرا از طریق ضریب همبستگی پیرسون بررسی شد. به منظور سنجش همسانی درونی مقیاس نیز ضرایب آلفای کرونباخ و امگا محاسبه گردید. تحلیل داده‌ها با بهره‌گیری از نرم‌افزار SPSS-27 و R.4.5.1 انجام شد.

۳. یافته‌ها

۳-۱. یافته‌های جمعیت‌شناختی

جدول ۱. یافته‌های جمعیت‌شناختی نمونه‌ی پژوهش

ویژگی‌های جمعیت‌شناختی	فراوانی	درصد
زن	۴۰۸	۸۰/۵

1. Singelis.
2. interdependent self-construal
3. independent self-construal
4. Goodness of Fit Index
5. Adjusted Goodness of Fit Index (AGFI)
6. Root Mean Square Residual (RMR)

In Press/Accepted

جنس	مرد	۹۵	۱۸/۷
	سایر	۴	۰/۸
دامنهٔ سنی	۱۸ تا ۲۳ سال	۲۷۳	۵۳/۷
	۲۴ تا ۲۹ سال	۱۹۵	۳۸/۵
	۳۰ تا ۳۵ سال	۲۶	۴/۶
	۳۶ تا ۴۰ سال	۱۲	۲/۶
وضعیت تأهل	مجرد	۳۴۲	۶۷/۵
	متأهل	۴۴	۸/۷
	طلاق گرفته	۱	۰/۲
	همسر فوت‌شده	۱	۲/۰
	در رابطه‌ی عاطفی	۱۱۹	۲۳/۵
آخرین مدرک تحصیلی	دیپلم	۱۹۲	۳۷/۹
	کارشناسی	۲۳۰	۴۵/۴
	کارشناسی ارشد	۷۴	۱۴/۶
	دکتری	۱۱	۲/۲
وضعیت شغلی	کارمند دولتی	۲۱	۲/۴
	کارمند غیردولتی	۵۲	۱۰/۳
	خویش‌فرما	۲۷	۵/۳
	کارآموز/داوطلب بدون حقوق	۲۶	۵/۱
	دانشجو	۳۹۰	۷۶/۹

بر اساس جدول ۱، دامنهٔ سنی شرکت‌کنندگان در این پژوهش بین ۱۸ تا ۴۰ سال متغیر بود و میانگین سنی آن‌ها ۲۳/۷ سال با انحراف معیار ۳/۹۷ به دست آمد. بیشتر شرکت‌کنندگان زن (۸۰/۵ درصد)، در بازهٔ سنی ۱۸ تا ۲۳ سال (۵۳/۷ درصد)، مجرد (۶۷/۵ درصد) در مقطع کارشناسی ارشد (۴۵/۴ درصد) و بدون شغل (۷۶/۹ درصد) بودند.

۲-۳. تحلیل عاملی تأییدی

از آنجا که شرکت‌کنندگان بدون پاسخ دادن به هر سوال امکان پاسخ‌دهی به سوال بعدی را نداشتند، هیچ داده‌ی مفقودی‌ای در مجموعه‌ی داده‌ها مشاهده نشد. برای شناسایی داده‌های پرت نیز از فاصله‌ی ماهالانویس استفاده شد که نتایج آن نمایانگر عدم وجود داده‌های دورفتاده بود.

برای بررسی مناسب بودن گویه‌های مقیاس جهت انجام تحلیل عاملی، از شاخص همبستگی میان نمره‌ی هر گویه و نمره‌ی کل تصحیح‌شده[1] خرده مقیاس‌ها استفاده شد. بر اساس جدول ۲ که میزان همبستگی هر گویه با نمرهٔ کل تصحیح‌شده را نشان می‌دهد، به جز گویه‌های ۷ و ۱۹ که به دلیل بار عاملی پایین حذف شدند، سایر گویه‌ها دارای همبستگی بالاتر از ۰/۵۱ هستند.

جدول ۲. همبستگی گویه‌ها با نمرهٔ کل تصحیح‌شدهٔ خرده‌مقیاس‌ها

خرده مقیاس	گویه	عبارت	همبستگی با نمره‌ی تصحیح‌شده
ارتباط مثبت با بدن و راحتی	۱	احساس می‌کنم با بدنم ارتباطی هماهنگ دارم.	۰/۸۲
	۲	با بدنم احساس یک‌پارچگی می‌کنم.	۰/۸۴
	۸	در کل، بودن در بدنم برایم راحت است و احساس خوبی دارم.	۰/۸۴
	۹	به کارهایی که بدنم قادر به انجام آن است افتخار می‌کنم.	۰/۷۴

1. Corrected item total correlation

In Press/Accepted

خرده مقیاس	گویه	عبارت	همبستگی با نمره‌ی تصحیح‌شده
	۱۱	در بدنم احساس شادی می‌کنم.	۰/۸۲
	۱۷	به خوبی از بدنم مراقبت می‌کنم و به آن احترام می‌گذارم.	۰/۷۶
تنظیم بدون مانع بدن	۳	احساس می‌کنم از بدنم گسسته و جدا هستم.	۰/۶۵
	۴	از اینکه چنین بدنی دارم و از بودن در آن احساس افسردگی، اضطراب و ترس می‌کنم.	۰/۸۴
	۱۰	وقتی بدنم را با دیگران مقایسه می‌کنم، احساس نارضایتی، حسادت و ناامیدی می‌کنم.	۰/۸۱
	۱۲	بدنم احساس ارزشمندی‌ام در دنیا را کاهش می‌دهد.	۰/۸۰
	۱۳	گاهی بدنم را مقصر مشکلاتی که دارم می‌دانم.	۰/۷۸
	۲۷	نارضایتی من از بدن / ظاهرم، تاثیر منفی بر زندگی اجتماعی‌ام دارد.	۰/۷۷
	۳۴	فکر می‌کنم که بدنم چگونه با استانداردهای فرهنگی زیبایی، مطابقت دارد.	۰/۵۱
عاملیت و قابلیت عملکرد	۲۰	به راحتی نظرات، عقاید و باورهایم را بیان می‌کنم.	۰/۶۴
	۲۱	ابراز هیجان‌هایم، برایم دشوار است.	۰/۶۲
	۲۴	با کسی که هستم راحتم و به آن افتخار می کنم.	۰/۶۹
	۲۵	خودم را فردی قدرتمند می‌دانم.	۰/۷۶
	۲۶	از نقاط قوت و توانایی‌هایم آگاه هستم و به آن‌ها اطمینان دارم.	۰/۷۴
	۳۱	احساس می‌کنم در ابراز جراتمندانهٔ خودم و خواسته‌هایم در روابط با دیگران مشکل دارم.	۰/۶۹
	۳۲	به توانایی‌ام در دستیابی به آنچه که در دنیا آرزو دارم، ایمان دارم.	۰/۷۰
تجربه / تظاهر میل جنسی	۱۴	با احساسات / امیال جنسی خودم راحت هستم.	۰/۷۵
	۲۸	حس قطع ارتباط با تمایل جنسی‌ام دارم.	۰/۷۱
	۲۹	آنچه را از نظر جنسی می‌خواهم و نیاز دارم، ابراز می‌کنم.	۰/۷۴
	۳۰	احساس می‌کنم نمی‌توانم آنچه را در یک رابطهٔ دوستی / رمانتیک می‌خواهم یا نیاز دارم، ابراز کنم.	۰/۷۲
مراقبت هماهنگ از خود	۱۵	بعضی وقت‌ها دست به رفتارهایی می‌زنم که می‌تواند برایم مضر یا دردناک باشد. به عنوان مثال اختلال در خوردن، پرخوری، پاک‌سازی، انکار نیازهای جسمی، بریدن پوست، سوزاندن، مصرف مواد، مصرف بیش از حد الکل	۰/۶۹
	۱۶	اختلال خوردن دارم.	۰/۷۱
	۱۸	علائمی را که بدن به من می‌فرستد، نادیده می‌گیرم. مانند گرسنگی، استرس، خستگی، بیماری/جراحت	۰/۶۷
	۲۲	از نیازهایم آگاه هستم.	۰/۵۱
	۲۳	تشخیص / فهم احساساتم برایم مشکل است.	۰/۶۰

In Press/Accepted

خرده مقیاس	گویه	عبارت	همبستگی با نمره‌ی تصحیح‌شده
	۳۳	گوش دادن به بدنم و نیازهای آن را در اولویت قرار می‌دهم. برای مثال استرس، خستگی، گرسنگی	۰/۶۲
مقاومت در برابر شی‌انگاری	۵	اینکه بدنم چه حسی دارد برایم مهم‌تر است تا اینکه چطور به نظر می‌رسد.	۰/۸۷
	۶	آنچه بدنم می‌تواند انجام دهد برایم مهم‌تر از ظاهر آن است.	۰/۸۷

زمانی که پژوهشگر بر پایه‌ی دانش نظری، یافته‌های تجربی یا ترکیبی از هر دو، به ساختار یک مقیاس دست می‌یابد، تحلیل عاملی تأییدی این امکان را فراهم می‌کند تا فرضیه‌ی مربوط به ارتباط میان متغیرهای مشاهده‌شده (گویه‌ها) و ساختارهای پنهان (عامل‌ها یا خرده مقیاس‌ها) مورد آزمون قرار گیرد. در مقابل، تحلیل عاملی اکتشافی بدون تکیه بر ساختارهای از پیش تعیین‌شده، به شناسایی و کاوش الگوهای عاملی نهفته در میان مجموعه‌ای متغیرها می‌پردازد. ساختار شش عاملی این مقیاس، بر پایه‌ی پژوهش‌های پیشین در زمینه‌ی تجربه‌ی بدنمندی، توسط پیران و همکاران (۲۰۲۰) مفهوم‌پردازی شده و در چهار مطالعه‌ی انجام‌شده بر روی زنان مورد تأیید قرار گرفته است. همچنین، ساختار عاملی نسخه‌ی سوئدی این مقیاس نیز در پژوهشی دیگر بر روی زنان و مردان سوئدی توسط گاتاریو و همکاران (۲۰۲۰) تأیید شده است. از همین رو، در گام نخست این پژوهش، به منظور ارزیابی روایی سازه، از تحلیل عاملی تأیید (CFA) استفاده شد.

در تحلیل عاملی، انتخاب روش برآورد اهمیت ویژه‌ای دارد (میندریلا[1]، ۲۰۱۰). از جمله مفروضه‌های اصلی روش بیشینه‌ی درست‌نمایی[2]، نرمال بودن تک متغیری گویه‌ها و نرمال بودن چندمتغیری است که به ترتیب با آزمون‌های اندرسن–دارلینگ[3] و مردیا مورد ارزیابی قرار می‌گیرند (جکسون و همکاران[4]، ۲۰۰۹). در این پژوهش، نتایج آزمون مردیا (P=۰.۰۰) و اندرسن–دارلینگ (P<۰.۰۰۱) نشان داد که داده‌ها از توزیع نرمال پیروی نمی‌کنند. بنابراین، برای برآورد مدل از روش کم‌ترین مربعات وزنی مرکب[5] (MLSMV) استفاده شد. زمانی که توزیع داده‌ها نرمال نباشد، استفاده از روش حداقل مربعات وزنی مرکب دقت بیشتری دارد و نتایج حاصل از آن از اعتبار و استحکام بالاتری برخوردار است (میندریلا، ۲۰۱۰). این ساختار، شامل عامل ارتباط مثبت با بدن و راحتی (سوالات ۱، ۲، ۸، ۹، ۱۱ و ۱۷)، تنظیم بدون مانع بدن (سوالات ۳، ۴، ۷، ۱۰، ۱۲، ۱۳، ۲۷ و ۳۴)، عاملیت و قابلیت عملکرد (سوالات ۲۰، ۲۱، ۲۴، ۲۵، ۲۶، ۳۱ و ۳۲)، تجربه / تظاهر میل جنسی (سوالات ۱۴، ۲۸، ۲۹ و ۳۰)، مراقبت هماهنگ از خود (سوالات ۱۵، ۱۶، ۱۸، ۲۲، ۲۳ و ۳۳) و مقاومت در برابر شی‌انگاری (سوالات ۵، ۶ و ۱۹) بود. تمامی سوالات متناسب با ساختار عاملی مطرح‌شده وارد تحلیل شد و بار عاملی همهٔ آن‌ها به جز گویه‌های ۷ و ۱۹ معنادار شد که این دو سوال، حذف شدند.

برای ارزیابی برازش مدل به دست آمده، از شاخص‌های مختلفی شامل خی دو نسبی (χ^2/df)، شاخص برازش تطبیقی (CFI)، شاخص توکر لوئیس (TLI)، ریشه‌ی میانگین مربعات خطای برآورد (RMSEA)، مربعات باقی‌مانده‌ی استاندارد شده (SRMR)[6] و فاصله اطمینان اطراف آن‌ها استفاده شد. نتایج شاخص‌های نیکویی برازش مدل حاصل از تحلیل عاملی در جدول ۳ ارائه شده است.

[1]. Mindril
[2]. Maximum Likelihood
[3]. Anderson–Darling
[4]. Jackson et al.
[5]. Maximum Likelihood with Mean and Variance adjustment (MLSMV)
[6]. Standardized Root Mean Square (SRMR)

In Press/Accepted

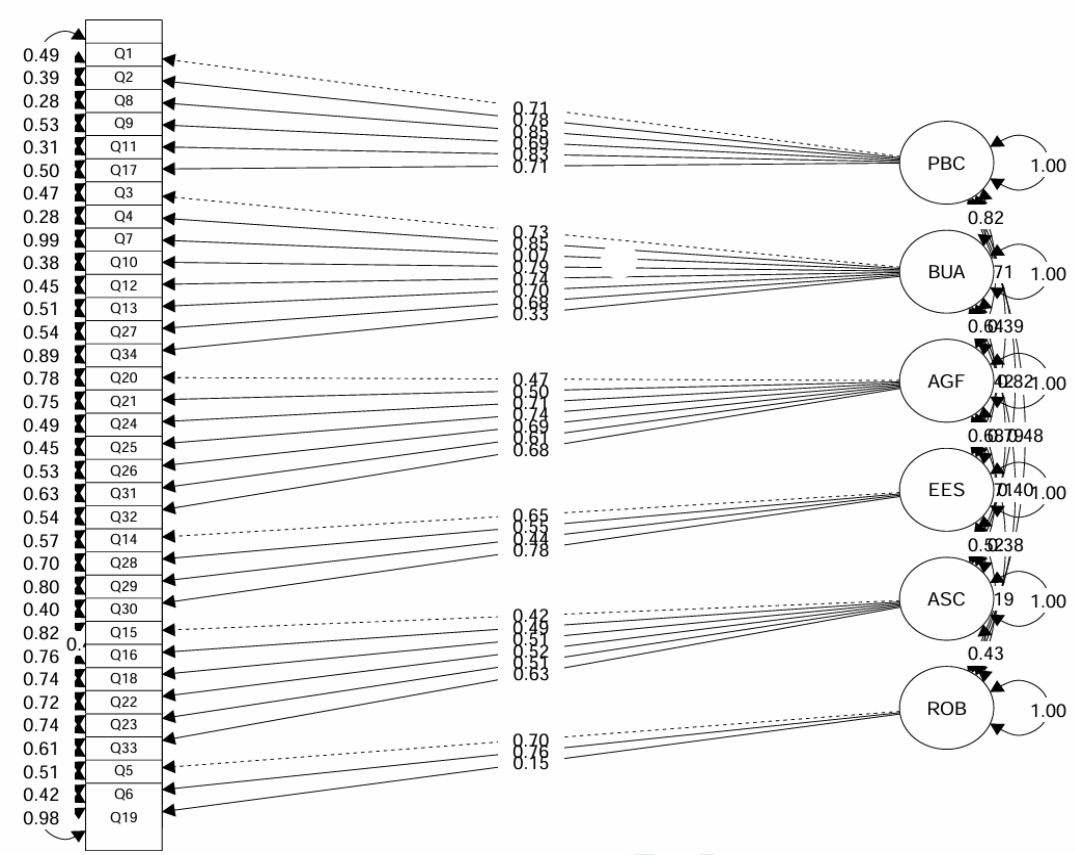
جدول۳. شاخص‌های برازش مقیاس تجربهٔ بدنمندی و فاصله اطمینان آن‌ها

شاخص	χ^2	df	p	χ^2/df	RMSEA	CFI	TLI	SRMR
میزان	۹۰۸/۵۸	۴۴۸	۰/۰۰۱	۲/۰۲	۰/۰۴	۰/۹۷	۰/۹۷	۰/۰۶
فاصله اطمینان ۹۵ درصدی	–	–	–	–	۰/۰۳ –۰/۰۵	۰/۹۶–۰/۹۹	۰/۹۵–۰/۹۸	۰/۰۵–۰/۰۷

در سنجش و بررسی برازش مدل، شاخص مجذور خی، یک معیار سنتی و مرسوم در نظر گرفته می‌شود و زمانی که مقدار آن در سطح ۰/۰۵ معنادار نباشد، نشان‌دهنده‌ی تناسب مطلوب مدل با داده‌ها است (بارت[1]، ۲۰۰۷). با این حال، شاخص مجذور خی دارای محدودیت‌های قابل توجهی است که از جمله برجسته‌ترین آن‌ها، می‌توان به حساسیت زیاد نسبت به حجم نمونه اشاره کرد (الکسوپولوس و کالایتزیدیس[2]، ۲۰۰۴). به عبارت دیگر، آزمون خی دو از توان آماری بالایی برخوردار است، به طوری که حتی اگر مدل و داده‌ها برازش مناسبی داشته باشد، افزایش حجم نمونه باعث افزایش قدرت این آزمون شده و ممکن است نتیجهٔ آن به صورت آماری معنادار شود (مایزر و همکاران[3]، ۲۰۱۷). به بیان دیگر، اغلب خی دو در نمونه‌های بزرگ به رد مدل منجر می‌شود و در نمونه‌های کوچک نیز ممکن است قدرت کافی نداشته باشد. برای رفع این محدودیت و کاهش اثر حجم نمونه، شاخص مجذور خی به درجه‌ی آزادی (خی دو نسبی) معرفی شده است (شرمله–انجل و همکاران[4]، ۲۰۰۳). مطابق با جدول ۳، خی دو نسبی این مقیاس برابر با ۲/۰۲ بود. با وجود اینکه شاخص خی دو نسبی یک مقدار استاندارد و قطعی برای تعیین برازش قابل قبول ندارد، محققین پیشنهاد می‌کنند که مقادیر تا ۵ را می‌توان به عنوان سطح برازش قابل قبول در نظر گرفت (هیر و همکاران[5]، ۲۰۰۹). یکی دیگر از شاخص‌های مورد استفاده جهت ارزیابی برازش مدل، ریشهٔ میانگین مربعات خطای برآورد (RMSEA) است که مقادیر بالاتر از ۰/۱۰ برای آن غیر قابل قبول در نظر گرفته می‌شود (مایزر و همکاران، ۲۰۱۷). در این پژوهش، مقدار ریشهٔ میانگین مربعات خطای برآورد برابر (RMSEA) با ۰/۰۴ بود. علاوه بر این، از شاخص ریشهٔ میانگین مجذور باقی‌مانده‌های استانداردشده (SRMR) نیز استفاده شد و مقدار آن برابر با ۰/۰۶ به دست آمد که کمتر از آستانهٔ ۰/۰۸ و در محدودهٔ برازش قابل قبول و نزدیک به برازش خوب قرار می‌گیرد (کلاین[6]، ۲۰۱۶). در نهایت، ر نهایت، شاخص‌های برازش تطبیقی نیز مقادیری بیش از ۰/۹۷ نشان دادند که دلالت بر برازش مطلوب مدل ۶ عاملی پیران و همکاران (۲۰۲۰) است (شکل ۱، جدول ۴). همچنین، فاصله‌های اطمینان ۹۵ درصدی بوت‌استرپ برای این شاخص‌ها نیز همگی در بازه‌های مطلوب قرار داشتند و نشان می‌دهند که برآورد شاخص‌های برازش، پایدار و قابل اتکا است.

In Press/Accepted

1. Barrett
2. Alexopoulos & Kalaitzidis.
3. Meyers et al.
4. Schermelleh-Engel et al.
5. Hair et al.
6. Kline



شکل ۱. مدل ۶ عاملی مقیاس تجربه‌ی بدنمندی و ضرایب استاندارد مسیرها

جدول ۴. ضرایب استاندارد و t مقیاس تجربهٔ بدنمندی

شمارهٔ گویه	بارعاملی استاندارد (Beta)	t	P-value
۱	۰/۷۱	–	<۰/۰۰۱
۲	۰/۷۷	۲۹/۵۸	<۰/۰۰۱
۳	۰/۷۳	–	<۰/۰۰۱
۴	۰/۸۴	۳۱/۳۳	<۰/۰۰۱
۵	۰/۷۱	–	<۰/۰۰۱
۶	۰/۷۵	۱۵/۰۷	<۰/۰۰۱
۸	۰/۸۴	۳۰/۳۱	<۰/۰۰۱
۹	۰/۶۸	۲۷/۶۴	<۰/۰۰۱
۱۰	۰/۷۸	۳۰/۵۷	<۰/۰۰۱
۱۱	۰/۸۳	۳۰/۱۸	<۰/۰۰۱
۱۲	۰/۷۳	۲۹/۱۷	<۰/۰۰۱
۱۳	۰/۶۹	۲۹/۲۳	<۰/۰۰۱

شمارهٔ گویه	بارعاملی استاندارد (Beta)	t	P-value
۱۴	۰/۶۵	–	<۰/۰۰۱
۱۵	۰/۴۲	–	<۰/۰۰۱
۱۶	۰/۴۹	۱۹/۰۶	<۰/۰۰۱
۱۷	۰/۷۰	۲۸/۴۹	<۰/۰۰۱
۱۸	۰/۵۱	۱۹/۰۴۷	<۰/۰۰۱
۲۰	۰/۴۶	–	<۰/۰۰۱
۲۱	۰/۵۰	۱۸/۹۴	<۰/۰۰۱
۲۲	۰/۵۲	۱۸/۹۱	<۰/۰۰۱
۲۳	۰/۵۱	۱۸/۹۴	<۰/۰۰۱
۲۴	۰/۷۱	۲۰/۹۴	<۰/۰۰۱
۲۵	۰/۷۴	۲۱/۴۱	<۰/۰۰۱
۲۶	۰/۶۸	۲۰/۷۸	<۰/۰۰۱
۲۷	۰/۶۷	۲۸/۶۶	<۰/۰۰۱
۲۸	۰/۵۵	۱۶/۷۰	<۰/۰۰۱
۲۹	۰/۴۴	۱۴/۹۴	<۰/۰۰۱
۳۰	۰/۷۷	۱۹/۱۴	<۰/۰۰۱
۳۱	۰/۶۰	۲۰/۳۹	<۰/۰۰۱
۳۲	۰/۶۷	۲۰/۷۶	<۰/۰۰۱
۳۳	۰/۶۳	۲۰/۲۵	<۰/۰۰۱
۳۴	۰/۳۲	۱۷/۳۹	<۰/۰۰۱

۳-۳. پایایی و روایی (همگرا و واگرا)

پایایی از طریق همسانی درونی بررسی شد. برای خرده مقیاس‌های ارتباط مثبت با بدن و راحتی، تنظیم بدون مانع بدن، عاملیت و قابلیت عملکرد، تجربه / تظاهر میل جنسی، مراقبت هماهنگ از خود و مقاومت در برابر شی‌انگاری مقدار آلفای کرونباخ به ترتیب برابر با ۰/۸۹، ۰/۸۶، ۰/۸۲، ۰/۷۱، ۰/۷۰ و ۰/۶۸ و میزان امگا نیز به ترتیب برابر با ۰/۸۹، ۰/۸۶، ۰/۸۲، ۰/۷۰، ۰/۶۲ و ۰/۶۸ شدند. مقدار آلفای کرونباخ کل مقیاس نیز برابر با ۰/۹۲ بود. با توجه به اینکه مقدار آلفای کرونباخ بالای ۰/۷۰ نشانگر اعتبار مطلوب یک مقیاس در نظر گرفته می‌شود (هلمز و همکاران[1]، ۲۰۰۶)، نتایج به دست آمده در این پژوهش نیز بیانگر اعتبار مناسب این مقیاس هستند.

[1]. Helms et al.

In Prss/Accepted

روایی همگرا به کمک میانگین واریانس استخراج شده (AVE) و پایایی ترکیبی (CR) محاسبه شد که میزان آن‌ها به ترتیب برابر با ۰/۴۳و برابر با ۰/۹۵ بود. با توجه بالا بودن تعداد خرده‌مقیاس‌ها و میزان پایایی ترکیبی، می‌توان میزان میانگین واریانس استخراج‌شده را نیز قابل قبول دانست (فورنل و لارکر[1]، ۱۹۸۱). به طور کلی، این نتایج نشان می‌دهند که گویه‌های پرسشنامه دارای همسانی درونی بالایی هستند و به طور موثری سازهٔ مورد نظر را می‌سنجند. علاوه بر این، برای سنجش روایی تشخیصی از شاخص نسبت چندصفت–تک‌صفت[2] (HTMT) استفاده شد که مقادیر آن بین ۰/۱۹۵ تا ۰/۸۳۱ به دست آمد و همگی کمتر از حد مرزی ۰/۸۵ پیشنهادشده برای روایی تشخیصی رضایت‌بخش بودند (هنسلر و همکاران[3]، ۲۰۱۵).

علاوه بر این، برای ارزیابی روایی واگرا و همگرای این مقیاس با سایر مقیاس‌ها نیز، ضریب همبستگی پیرسون آن با نسخهٔ فارسی پرسشنامهٔ بین‌المللی تروما و خرده مقیاس تفسیر خویشتن مستقل محاسبه شد (جدول ۵).

جدول۵. ضرایب همبستگی پیرسون برای بررسی روایی واگرا و همگرای مقیاس

خرده مقیاس‌های تجربه‌ی بدنمندی	پرسشنامهٔ بین‌المللی تروما	تفسیر خویشتن مستقل
ارتباط مثبت با بدن و احساس راحتی	**-۰/۴۶	**۰/۳۰
تنظیم بدون مانع بدن	**-۰/۵۴	**۰/۲۰
عاملیت و توانایی عملکرد	**-۰/۵۲	**۰/۵۰
تجربه/تظاهر میل جنسی	**-۰/۳۶	**۰/۲۵
مراقبت هماهنگ از خود	**-۰/۵۲	**۰/۱۹
مقاومت در برابر شی‌انگاری	**-۰/۱۷	**۰/۲۴
کل	**-۰/۶۲	**۰/۳۸

دو ستاره حاکی از معناداری در سطح ۰/۰۱> و یک ستاره نیز حاکی از معناداری در سطح ۰/۰۵> است.

جدول ۵ نشان داد تمام مولفه‌های نسخهٔ فارسی مقیاس تجربهٔ بدنمندی با پرسشنامهٔ بین‌المللی تروما همبستگی منفی معنادار و تمامی مولفه‌ها با تفسیر خویشتن مستقل همبستگی مثبت و معنادار دارند. به طور کلی، نتایج حاکی از آن است که گویه‌های پرسشنامه دارای همسانی درونی بالا هستند و سازهٔ مورد نظر را به شکل موثری اندازه‌گیری می‌کنند.

۴. بحث و نتیجه‌گیری

هدف پژوهش حاضر بررسی ویژگی‌های روان‌سنجی نسخهٔ فارسی مقیاس تجربه‌ی بدنمندی در دانشجویان دانشگاه تهران بود. نتایج حاکی از برازش مطلوب مدل شش عاملی این مقیاس در نمونه‌ی ایرانی بود. این یافته با مطالعات پیشین (پیران و همکاران، ۲۰۲۰؛ گاتاریو و همکاران، ۲۰۲۰) همخوان بود. در فرآیند انطباق فرهنگ پرسشنامه گویه‌ی ۷ و ۱۹ به دلیل عملکرد روان‌سنجی ضعیف و ناسازگاری فرهنگی حذف شدند. گویه‌ی نخست گویهٔ نخست (عادات غذایی من راهی برای مدیریت احساساتم یا احساسی است که نسبت به خودم دارم) در بافت فرهنگی ایران بیش از آن که بازتابی از راهبردهای فردی تنظیم هیجان باشد، به جنبه‌های اجتماعی و رابطه‌ایِ غذا خوردن مانند مهمان‌نوازی یا مراقبت از دیگران اشاره می‌کند (سو، ۲۰۰۷). ازاین‌رو، احتمالاً پاسخ‌دهندگان این گویه را با معنایی متفاوت از مفهوم مورد نظر در نسخهٔ اصلی تعبیر کرده‌اند. گویه‌ی دوم (زمان،

[1]. Fornell & Larcker.
[2]. hetero trait-monotrait ratio (HTMT)
[3]. Henseler et al.

In Press/Accepted

انرژی و پول زیادی را صرف فعالیت‌هایی می‌کنم که امیدوارم من را با ایده‌آل‌های فرهنگی زیبایی تطابق دهد به عنوان مثال ورزش، لباس پوشیدن، آرایش، مو، جراحی پلاستیک، سفید کردن پوست) نیز در فرهنگ ایرانی می‌تواند بیش از آن‌که بیانگر درونی‌سازی ایده‌آل‌های زیبایی باشد، بازتابی از فشارهای اجتماعی یا نگرانی از قضاوت دیگران تلقی شود. علاوه بر این، هر دو گویه از نوع معکوس بودند و پژوهش‌ها نشان داده‌اند که آیتم‌های معکوس به ویژه زمینه‌های بین‌فرهنگی، موجب کاهش دقت پاسخ‌دهی و افت همسانی درونی می‌شوند (وونگ و همکاران[1]، ۲۰۰۳). در تحلیل عاملی تاییدی، این دو گویه بار عاملی ضعیف‌تری نشان دادند و موجب کاهش همسانی درونی ابزار شدند؛ بنابراین از نسخهٔ نهایی حذف شدند.

یافته‌های پژوهش حاضر در زمینه‌ی روایی همگرا نشان داد که میان نمرات خرده مقیاس‌های تجربه بدنمندی و تفسیر خویشتن مستقل، رابطهٔ مثبت و معناداری وجود دارد. این یافته با مبانی نظری سازهٔ بدنمندی و مفهوم خویشتن مستقل هم‌راستا است. از دیدگاه نظری، خویشتن مستقل با تمرکز بر عاملیت، احساس کنترل شخصی و خودمختاری تعریف می‌شود (شمس عالم و همکاران، ۱۴۰۴) که این مولفه‌ها با ابعاد مختلف بدنمندی همچون عاملیت بدنی، تنظیم بدون مانع بدن و احساس راحتی در بدن هم‌پوشی دارند (پیران و همکاران، ۲۰۲۰). در واقع، افرادی که تفسیر خویشتن مستقل رشدیافته‌تری دارند، احتمالاً ارتباط آگاهانه‌تر، پذیرفته‌تر و فعال‌تری با بدن خود تجربه می‌کنند، زیرا احساس کنترل درونی و استقلال هیجانی آن‌ها به شکل مثبت در ادراک از بدن متجلی می‌شود.

در مقابل، نتایج مربوط به روایی واگرا نشان داد که نمرات مقیاس تجربهٔ بدنمندی با نمرات پرسشنامه‌ی بین‌المللی تروما همبستگی منفی و معنادار دارند. از منظر روان‌شناختی، معمولاً تجربهٔ تروما منجر به گسست از بدن، بی‌حسی بدنی و احساس بیگانگی از تجربه‌های بدن می‌شود (ون‌درکولک، ۲۰۱۴). بنابراین، همبستگی منفی میان این متغیرها نشان می‌دهد که مقیاس تجربهٔ بدنمندی در جهت نظری پیش‌بینی‌شده عمل کرده و قادر است تمایز میان تجربه‌ی سالم از بدن و پیامدهای آسیب روانی را بازتاب دهد.

به طور کلی، الگوی همبستگی‌های مشاهده‌شده، با نظریهٔ بدنمندی پیران و همکاران (۲۰۲۰) و مدل تفسیر خویشتن سینگلیس (۱۹۹۴) هم‌خوانی دارد و شواهد محکمی برای روایی همگرا و واگرای نسخهٔ فارسی مقیاس تجربه‌ی بدنمندی فراهم می‌کند. این یافته‌ها نشان می‌دهد که این ابزار نه تنها از نظر ساختاری و عاملی معتبر است، بلکه از نظر ارتباط نظری با سازه‌های مرتبط و متمایز نیز پایایی روان‌سنجی خود را حفظ کرده است. یافته‌های پژوهش حاضر با تأکید بر پیوند میان سازه‌ی خویشتن مستقل و تجربه‌ی بدنمندی، بر اهمیت درک بدن به عنوان بخشی از فرآیند شکل‌گیر هویت فردی در فرهنگ ایران تأکید دارد. این نتیجه می‌تواند به غنی‌تر شدن مباحث نظری پیرامون نقش فرهنگ در تجربه‌ی زیسته‌ی بدن منجر شود. همچنین می‌توان از این ابزار برای ارزیابی کیفیت ارتباط فرد با بدن خود در مداخلات بالینی، برنامه‌های آموزش ذهن‌آگاهی و پژوهش‌های مربوط به تصویر بپن در جامعهٔ ایرانی بهره گرفت.

از جمله محدودیت‌های این پژوهش می‌توان به نمونه‌گیری در دسترس و محدود بودن جامعهٔ آماری به دانشجویان دانشگاه تهران اشاره کرد؛ موضوعی که می‌تواند تعمیم نتایج به سایر گروه‌های جمعیتی را کاهش دهد. همچنین، غلبهٔ جمعیت زنان در نمونهٔ پژوهش از دیگر محدودیت‌ها به شمار می‌رود، زیرا ممکن است الگوهای به دست آمده در مورد مردان صادق نباشند. بنابراین، پیشنهاد می‌شود در پژوهش‌های آینده از نمونه‌های متنوع‌تر و غیردانشجویی، یا ترکیب جنسیتی متعادل و از شهرهای مختلف کشور استفاده شود تا روایی و تعمیم‌پذیری یافته ها افزایش یابد.

[1]. Wong et al.

In Press/Accepted

در مجموع، نسخه‌ی فارسی مقیاس تجربه‌ی بدنمندی ابزاری معتبر و قابل اعتماد برای سنجش ارتباط فرد با بدن خود در بافت فرهنگ ایرانی در میان زنان و مردان است و می‌تواند به پیشرفت مطالعات چندفرهنگی در حوزه‌ی بدنمندی کمک کند.

۵. ملاحظات اخلاقی

در ابتدای پرسشنامه موازین اخلاقی پژوهش از جمله محرمانه بودن اطلاعات و تحلیل داده‌ها به صورت جمعی، به اطلاع شرکت‌کنندگان رسانده و از پرسیدن سوالاتی که هویت شرکت‌کنندگان را آشکار کند، خودداری شد. علاوه بر این، این پژوهش بخشی از پایان‌نامه‌ی کارشناسی ارشد نویسنده‌ی اول در رشته‌ی روان‌شناسی بالینی در دانشگاه تهران است که پیشنهاده‌ی آن با شناسهٔ IR.UT.PSYEDU.REC.1404.063 به تأیید کمیته‌ی اخلاق دانشکده‌ی روان‌شناسی و علوم تربیتی دانشگاه تهران رسیده است.

۶. سپاسگزاری

از دانشجویانی که در پیشبرد این پژوهش به ما یاری رساندند، نهایت تشکر را داریم.

۷. حمایت مالی

این مقاله فاقد حمایت مالی است.

۸. تعارض منافع

این مقاله فاقد هر گونه تعارض منافع است.

منابع فارسی

زرگرانی، ن.، آزادفلاح، پ.، و فراهانی. ح. (۱۴۰۳). ویژگی‌های روان‌سنجی نسخهٔ فارسی مقیاس دریافت تن‌آگین خود. *مجله روانپزشکی و روانشناسی بالینی ایران*. ۳۰(۱)، ۲۰-۲. http://ijpcp.iums.ac.ir/article-1-4066-fa.html

شمس عالم، ب.، عباسی سورشجانی، م.، و فراهانی، ح. (۱۴۰۴). بررسی ویژگی‌های روان‌سنجی فرم فارسی مقیاس تفسیر خویشتن (SCS) در دانشجویان. *روانشناسی بالینی و شخصیت*، https://doi.org/10.22070/cpap.2026.21114.1823

شمشادی، ه.، شمس، ا.، صحاف، ر.، شمسی‌پوردهکردی، پ.، زارعیان، ح.، و مسلم، ع. (۱۳۹۹). ویژگی‌های روانسنجی نسخهٔ فارسی پرسشنامهٔ چندبعدی نگرش فرد در مورد بدن خود (MBSRQ) در سالمندان ایرانی. *سالمندی ایران*، ۱۵ (۳)، ۲۹۸-۳۱۱. http://salmandj.uswr.ac.ir/article-1-1621-fa.html

صادق‌زاده، م.، و شاملی، م. (۱۳۹۹). بررسی ویژگی‌های روان‌سنجی پرسشنامهٔ شرم از تصویر بدن در دانشجویان دختر و پسر ایرانی. *روان‌شناسی فرهنگی*، ۴(۲)، ۲۴۲-۲۲۳. https://jcp.samt.ac.ir/article_129771.html

نریمان، م. (۱۴۰۳). تداوم خویشتن آینده در افراد مبتلا و غیرمبتلا به ترومای پیچیده. *پایان‌نامه‌ی کارشناسی ارشد روان‌شناسی بالینی*. دانشکده روان‌شناسی و علوم تربیتی، دانشگاه تهران، تهران.

References

Alexopoulos, D. S., & Kalaitzidis, I. (2004). Psychometric properties of Eysenck Personality Questionnaire-Revised (EPQ-R) Short Scale in Greece. *Personality and Individual Differences*, *37*(6), 1205-1220. https://doi.org/10.1016/j.paid.2003.12.005

Barrett, P. (2007). Structural equation modelling: Adjudging model fit. *Personality and Individual Differences*, *42*(5), 815-824. https://doi.org/10.1016/j.paid.2006.09.018

In Press/Accepted

Bentler, P. M., & Chou, C.-P. (1987). Practical Issues in Structural Modeling. *Sociological Methods & Research*, *16*(1), 78-117. https://doi.org/10.1177/0049124187016001004

Cloitre, M., Shevlin, M., Brewin, C. R., Bisson, J. I., Roberts, N. P., Maercker, A., Karatzias, T., & Hyland, P. (2018). The International Trauma Questionnaire: development of a self-report measure of ICD-11 PTSD and complex PTSD. *Acta Psychiatr Scand*, *138*(6), 536-546. https://doi.org/10.1111/acps.12956

Comrey, A. L., & Lee, H. B. (2013). *A first course in factor analysis*. New York: Psychology press . https://doi.org/10.4324/9781315827506

Fornell, C., & Larcker, D. F. (1981). Structural equation models with unobservable variables and measurement error: Algebra and statistics. *Journal of Marketing Research*, *18(3),* 382-388. https://doi.org/10.1177/002224378101800313

Garrusi, B., Garousi, S., & Baneshi, M. R. (2013). Body image and body change: Predictive factors in an Iranian population. *International Journal of Preventive Medicine, 4*(8), 940-948 . https://pmc.ncbi.nlm.nih.gov/articles/PMC3775172/

Gattario, K. H., Frisén, A., Teall, T. L., & Piran, N. (2020) Embodiment: Cultural and gender differences and associations with life satisfaction. *Body Image*, *35*, 1-10. https://psycnet.apa.org/doi/10.1016/j.bodyim.2020.07.005

Hair, J. F., Black, W. C., Babin, B. J., & Anderson, R. E. (2009). *Multivariate Data Analysis (8th ed.). Cengage Learning Emea.* https://eli.johogo.com/Class/CCU/SEM/_Multivariate%20Data%20Analysis_Hair.pdf

Helms, J. E., Henze, K. T., Sass, T. L., & Mifsud, V. A. (2006). Treating Cronbach's alpha reliability coefficients as data in counseling research. *The counseling psychologist*, *34*(5), 630-660. https://doi.org/10.1177/0011000006288308

Henseler, J., Ringle, C. M., & Sarstedt, M. (2015). A new criterion for assessing discriminant validity in variance-based structural equation modeling. *Journal of the Academy of Marketing Science*, *43*(1), 115-135. https://doi.org/10.1007/s11747-014-0403-8

Jackson, D. L., Gillaspy Jr, J. A., & Purc-Stephenson, R. (2009). Reporting practices in confirmatory factor analysis: an overview and some recommendations. *Psychological Methods*, *14*(1), 6 . https://doi.org/10.1037/a0014694

Kline, R. B. (2023). *Principles and practice of structural equation modeling*. Guilford publications . https://eli.johogo.com/Class/CCU/SEM/_Principles%20and%20Practice%20of%20Structural%20Equation%20Modeling_Kline.pdf

Meyers, L. S., Gamst, G., & Guarino, A. J. (2017). *Applied multivariate research: Design and interpretation*. Sage publications. https://doi.org/10.4135/9781071802687

Milton, A., Hambleton, A., Roberts, A., Davenport, T., Flego, A., Burns, J., & Hickie, I. (2021). Body image distress and its associations from an international sample of men and women across the adult life span: Web-based survey study. *JMIR Formative Research*, *5*(11), e25329. https://doi.org/10.2196/25329

Mindrila, D. (2010). Maximum likelihood (ML) and diagonally weighted least squares (DWLS) estimation procedures: A comparison of estimation bias with ordinal and multivariate non-normal data. *International Journal of Digital Society*, *1*(1), 60-6. https://doi.org/10.20533/ijds.2040.2570.2010.0010

Nariman, M. (2024). Future self-continuity in individuals with and without complex trauma. *Thesis for receiving a master's in Clinical Psychology.* Faculty of Psychology & Educational Sciences. University of Tehran. Tehran. (In Persian)

In Press/Accepted

Ong, L. E., Davis, B. M., Horodyski, A. M., Cole, T. A., & Orcutt, H. K. (2025). The role of embodied sense of self in the relationship of childhood abuse types to distress and fear. *Journal of Affective Disorders*, *389*, 119698. https://doi.org/https://doi.org/10.1016/j.jad.2025.119698

Piran, N. (2017). *Journeys of embodiment at the intersection of body and culture: The developmental theory of embodiment*. eBook: Academic Press. https://doi.org/10.1016/C2015-0-04666-4

Piran, N., Teall, T. L., & Counsell, A. (2020). The experience of embodiment scale: Development and psychometric evaluation. *Body Image*, *34*, 117-134. https://doi.org/10.1016/j.bodyim.2020.05.007

Sadeghzade, M., & Shameli, L. (2021). Measuring Body-based Social Shame: The Psychometric Properties of Body Image Shame Scale (BISS) in Iranian Female and Male Students. *Journal of Cultural Psychology, 4*(2), 223-242. https://doi.org/10.30487/jcp.2021.256207.1186 (In Persian)

Schermelleh-Engel, K., Moosbrugger, H., & Müller, H. (2003). Evaluating the fit of structural equation models: Tests of significance and descriptive goodness-of-fit measures. *Methods of psychological research online*, *8*(2), 23-74 . https://doi.org/10.23668/psycharchives.12784

Shamsalam, B., Abbasi Sooreshjani, M., & Farahani, H. (2026). Assessing the Psychometric Properties of the Persian Form of Self-Construal Scale (SCS) in University Students. *Clinical Psychology and Personality*, https://doi.org/10.22070/cpap.2026.21114.1823 (In Persian)

Shemshadi, H., Shams, A., Sahaf, R., Shamsipour Dehkordi, P., Zareian, H., & Moslem, A. R. (2020). Psychometric Properties of Persian Version of the Multidimensional Body-Self Relations Questionnaire (MBSRQ) Among Iranian Elderly. *Iranian Journal of Ageing*, *15*(3), 298–311. https://doi.org/10.32598/sija.15.3.61.13 (In Persian)

Singelis, T. M. (1994). The Measurement of Independent and Interdependent Self-Construals. *Personality and Social Psychology Bulletin*, *20*(5), 580-591. https://doi.org/10.1177/0146167294205014

Smith, J. E. H. (2017). *Embodiment: A History*. Oxford University Press. https://doi.org/10.1093/acprof:oso/9780190490447.001.0001

Suh, E. M. (2007). Downsides of an overly context-sensitive self: Implications from the culture and subjective well-being research. *Journal of Personality*, *75*(6), 1321-1343. https://doi.org/10.1111/j.1467-6494.2007.00477.x

Swami, V. (2015). Cultural influences on body size ideals. *European Psychologist, 20*(1), 44–51. https://doi.org/10.1027/1016-9040/a000150

Tylka, T. L., & Wood-Barcalow, N. L. (2015). What is and what is not positive body image? Conceptual foundations and construct definition. *Body Image*, *14*, 118-129. https://doi.org/https:/doi.org/10.1016/j.bodyim.2015.04.001

Van der Kolk, B. (2014). The body keeps the score: Brain, mind, and body in the healing of trauma. *New York*: Penguin Books. *3*, 14-21. https://ia601604.us.archive.org/35/items/the-body-keeps-the-score-pdf/The-Body-Keeps-the-Score-PDF.pdf

Wong, N., Rindfleisch, A., & Burroughs, J. E. (2003). Do reverse-worded items confound measures in cross-cultural consumer research? The case of the material values scale. *Journal of Consumer Research*, *30*(1), 72-91. https://doi.org/10.1086/374697

Zargarani, N., Azadfallah, P., & Farahani, H. (2024). Psychometric Properties of the Persian Version of Embodied Sense of Self Scale. *Iranian Journal of Psychiatry and Clinical Psychology*, *30*(1), 2-20. https://doi.org/10.32598/ijpcp.30.1899.1 (In Persian)

In Press Accepted

Assessing the psychometric properties of the Persian version of the Embodied Experience Scale (EES) in Iranian University students

Extended Abstract

Aim:

Embodiment has been increasingly recognized as a core component of mental health, referring to the lived experience of being in one's body, bodily awareness, and the quality of one's relationship with the body (Smith, 2017). It goes beyond traditional notions of body image to encompass the intertwining of bodily, emotional, cognitive, and social experiences in the construction of self (Piran, 2017). Research shows that positive embodiment is associated with higher life satisfaction, effective emotion regulation, self-esteem, and overall psychological well-being, whereas disconnection or alienation from the body is linked with eating disorders, anxiety, and trauma-related symptoms (Tylka & Wood-Barcalow, 2015; Van der Kolk, 2014). These difficulties may be intensified in cultures where sociocultural pressures around appearance are strong (Suh, 2007; Swami, 2015). In response to the need for a comprehensive measure of this construct, Piran et al. (2020) developed the Experience of Embodiment Scale (EES). This 34-item instrument assesses six dimensions of embodied experience. The factor structure of the EES has also been replicated in mixed-gender Swedish samples (Gattario et al., 2020). Although several Persian measures of body-related constructs have been validated, they mainly assess body image, shame, or appearance anxiety and rarely address positive, agentic, and culture-embedded aspects of embodiment, highlighting a psychometric gap in the Iranian context. Building on developmental embodiment theory and cross-cultural critiques, the present study aimed to examine the factor structure, reliability, and validity of the Persian version of the EES among Iranian university students and to explore its associations with complex trauma symptoms and independent self-construal.

Methodology

This survey-based, applied study was conducted among students at the University of Tehran during the 2024–2025 academic year. The statistical population consisted of all enrolled students, from whom 507 participants were selected through convenience sampling using online links and QR codes distributed across faculties. Participants completed three instruments: the Experience of Embodiment Scale (EES) (Piran et al., 2020), the International Trauma Questionnaire (ITQ) (Cloitre et al., 2018), and the independent self-construal subscale of the Self-Construal Scale (SCS) (Singelis, 1994). Data collection was anonymous and voluntary; before accessing the questionnaires, all individuals read an online information sheet and indicated informed consent. Inclusion criteria were being a current student and age 18 years or older; responses failing attention checks or showing implausible patterns were screened out during data cleaning. The Persian version of the embodiment scale was prepared through forward–backward translation supervised by a bilingual faculty member, followed by joint review to resolve discrepancies and ensure conceptual and linguistic equivalence. Data were analyzed in SPSS (version 27) and R (version 4.5.1). After initial screening for missing data, outliers, and distributional properties, confirmatory factor analysis with robust estimation was used to test the six-factor model. Reliability indices (Cronbach's alpha, omega), composite reliability, and average variance extracted were calculated, and discriminant validity was examined using heterotrait–monotrait ratios. Finally, Pearson correlations between embodiment scores, trauma symptoms, and independent self-construal were computed to evaluate convergent and divergent validity. All procedures were approved by the institutional ethics committee, and analyses followed current psychometric recommendations for structural modelling.

Finding

Findings from the confirmatory factor analysis supported the six-factor model of the Persian version of the Experience of Embodiment Scale (EES) after removing items 7 and 19, whose factor loadings were non-significant and conceptually inconsistent with Iranian cultural practices. All remaining items showed significant moderate to high standardized loadings on their intended factors.

Table1. Fit indices of the embodied experience scale and their confidence intervals

index	SRMR	TLI	CFI	RMSEA	χ^2/df	p	df	χ^2
value	0.06	0.97	0.97	0.04	2.02	0.001	448	**908.58**

In Press/Accepted

95% confidence interval	0.05-0.07	0.95-0.98	0.96-0.99	0.03-0.05	-	-	-	-

As summarized in Table 1, model fit indices indicated excellent structural validity. These values meet or exceed recommended cut-offs, suggesting that the six-factor hierarchical model proposed by Piran and colleagues adequately represents the data. Internal consistency was also satisfactory to excellent. Cronbach's alpha values for the subscales ranged from approximately 0.69 to 0.89, and the alpha coefficient for the total scale was 0.92; omega coefficients were highly similar, confirming reliability. Composite reliability for the overall construct was high, and average variance extracted approached acceptable levels given the multidimensional nature of the scale. Discriminant validity was supported by HTMT ratios between 0.19 and 0.83, all below the 0.85 threshold. Finally, Pearson correlations showed significant negative associations between embodiment scores and complex trauma symptoms, and significant positive associations with independent self-construal, consistent with theoretical expectations and previous international findings on embodiment, trauma, and self-construal in both Western and non-Western contexts. Descriptive indices also showed mid-range means and adequate variability across subscales, with no strong floor or ceiling effects, further supporting the sensitivity of the scale in this population. Taken together, these findings indicate that the Persian EES replicates the measurement properties of the original scale and can be used in research. Moreover, the balance between acceptable model fit, strong reliability, and meaningful external correlations suggests that the instrument is sensitive enough to detect important meaningful differences in embodiment.

Conclusion

The findings of this study indicate that the Persian version of the Experience of Embodiment Scale is a valid and reliable instrument for assessing the quality of living in one's body among Iranian university students. Confirmation of the six-factor structure, together with high internal consistency and satisfactory convergent and divergent validity, suggests that the multidimensional conceptualization proposed by Piran and colleagues can be meaningfully transferred to the Iranian context (Piran, 2017; Piran et al., 2020).

During cross-cultural adaptation, Items 7 and 19 were removed due to weak psychometric performance and cultural non-equivalence. Specifically, Item 7 (My eating habits are a way for me to manage my emotions or how I have felt about myself) likely captures the relational and social meanings of food in Iran (e.g., hospitality and caring for others) more than the intended individual emotion-regulation process (Sue, 2007). Item 19 (I spend a lot of time/energy/money engaging in activities that I hope make me fit with cultural ideals of beauty (e.g., exercise, clothing, make-up, hair, plastic surgery, skin bleaching)) may reflect social pressure and fear of judgment rather than genuine internalization of appearance ideals in the Iranian context. Both items were reverse-worded, and methodological research suggests reverse items can reduce response accuracy and internal consistency, particularly in cross-cultural settings (Wong et al., 2003). In the confirmatory factor analysis, these items showed lower factor loadings and attenuated internal consistency, supporting their exclusion from the final Persian form.

Convergent validity results indicated positive and significant correlations between EES subscales and independent self-construal, aligning with Singelis's model (Singelis, 1994) and theoretical accounts of embodiment that emphasize agency, bodily comfort, and unimpeded bodily self-regulation (Piran, 2017; Piran et al., 2020). In practical terms, a more autonomous and agentic self-orientation appears linked to a more aware, accepting, and active relationship with the body. Divergent validity was supported by negative associations between embodiment and complex trauma symptoms assessed by the ITQ, consistent with clinical frameworks describing trauma as fostering bodily disconnection, numbing, and estrangement from bodily experience (Cloitre et al., 2018; Van der Kolk, 2014). Collectively, the observed correlation pattern provides robust evidence for the convergent and divergent validity of the Persian EES and suggests that embodiment may function as a psychologically protective resource connecting culture, identity formation, and mental health in Iran.

Despite these strengths, the study is limited by convenience sampling restricted to University of Tehran students and a predominantly female sample, which constrains generalizability. Future studies should use more diverse, non-student samples with balanced gender representation across multiple Iranian cities. Overall, the Persian EES appears to be a valid and reliable instrument for assessing the quality of living in one's body in the Iranian cultural context and may be useful in clinical assessment, mindfulness-based interventions, and cross-cultural research on embodiment and body image.

In Press Accepted

Keywords: *Embodiment, Confirmatory Factor Analysis, Reliability, Validity.*

Ethical consideration:

Participation was voluntary, informed consent was obtained, and confidentiality and anonymity of all data were fully ensured. At the beginning of the questionnaire, participants were informed of the ethical standards of the research, including confidentiality of information and collective data analysis, and questions that would reveal the identity of the participants were avoided. Also, this study was approved by the Ethics Committee of the Faculty of Psychology and Educational Sciences, University of Tehran (IR.UT.PSYEDU.REC.1404.063).

Acknowledgment and funding:

The authors gratefully acknowledge the students who generously participated in this research. No funding was received.

Conflict of Interest:

According to the authors, this article has no funding or conflict of interest.

In Prss/Accepted