



Clinical Psychology: Research and Practice Innovations

Online ISSN: [3115-9508](https://doi.org/10.22075/jcp.2025.38072.3225)

Homepage: <https://cprpi.semnan.ac.ir>



Psychometric Properties of the Persian Version of Traumatic Grief Inventory-Self Report

Zahra Morsali¹ , Parviz Azadfallah² , Hojjatollah Farahani³

1. Ph.D Candidate in Psychology, Department of Psychology, Faculty of Humanities, Tarbiat Modares University, Tehran, Iran.

E-mail: zahra_morsali@modares.ac.ir

2. Professor, Department of Psychology, Faculty of Humanities, Tarbiat Modares University, Tehran, Iran.

E-mail: azadfa_p@modares.ac.ir

3. Associate Professor Department of Psychology, Faculty of Humanities, Tarbiat Modares University, Tehran, Iran.

E-mail: h.farahani@modares.ac.ir

ARTICLE INFO

Article type:
Research Article

Article history:
Received: 02 July 2025
Received in revised form: 16 December 2025
Accepted: 29 December 2025
Published Online: 22 June 2026

Keywords:
Traumatic Grief,
Confirmatory Factor
Analysis,
Validity,
Reliability,
Psychometrics

ABSTRACT

Background: This study aimed to examine the psychometric properties of the Persian version of the Traumatic Grief Inventory-Self Report (TGI-SR) in a convenience sample of Iranian bereaved individuals.

Method: The present survey research; included 138 bereaved adults (127 women and 11 men; mean age = 44 years); who had experienced the death of a loved one more than one year prior and were recruited via convenience sampling. Participants completed the Persian TGI-SR along with the Brief Symptom Inventory and the Oxford Happiness Inventory. Data were analyzed using CFA, correlation coefficients and reliability indices including Cronbach's alpha, McDonald's omega, and composite reliability.

Results: After model modifications, CFA indicated acceptable model fit; all items except item 15 had factor loadings above 0.40. The AVE was 0.41. Internal consistency was satisfactory, with Cronbach's alpha= 0.92, McDonald's omega= 0.91, and CR= 0.90. Correlations with BSI-53 ($r = 0.76$, $p < 0.001$) and OHI ($r = -0.54$, $p < 0.001$) confirmed convergent and discriminant validity.

Conclusion: The Persian TGI-SR demonstrates adequate reliability and validity; however, revision of item 15 and use of a more diverse sample are recommended to enhance generalizability.

Citation: Morsali, Z., Azadfallah, P., & Farahani, H. (2026). Psychometric Properties of the Persian Version of Traumatic Grief Inventory-Self Report. *Journal of Clinical Psychology*, 18(2), 23-39.

DOI: <https://doi.org/10.22075/jcp.2025.38072.3225>



© 2025 The Author(s): This is an open access article distributed under the terms of the Creative Commons Attribution (CC BY 4.0), which permits unrestricted use, distribution, and reproduction in any medium, As long as the original authors and sources are cited. No permission is required from the authors or the publishers

✉ **Corresponding Author:** Parviz Azadfallah, Professor, Department of Psychology, Faculty of Humanities, Tarbiat Modares University, Tehran, Iran.
E-mail: azadfa_p@modares.ac.ir, Tel: (+98) 2182884688

Extended Abstract

Introduction

The loss of loved ones is one of the most challenging life events and can lead to the experience of grief. While for many individuals, grief symptoms gradually subside and they return to daily life, in some bereaved individuals grief reactions persist chronically and stably, increasing the likelihood of negative functional outcomes and psychological disorders. This situation highlights the importance of timely identification and effective clinical intervention. To conclude, several instruments have been developed to assess grief symptoms. Among them, the Traumatic Grief Inventory–Self Report (TGI-SR) is considered one of the most reliable tools due to its validity, comprehensiveness, and alignment with the criteria for prolonged and complex grief disorder. This questionnaire outperforms other instruments by providing broader coverage of symptoms outlined in international classification systems such as the DSM and ICD.

Because the experience of grief is influenced by cultural context, family structure, and religious beliefs, adapting this instrument for each society is essential. To date, the TGI-SR has not been used or validated in the Iranian population. The present study aims to adapt and validate the Persian version of this questionnaire within a comprehensive psychometric framework, thereby enabling accurate assessment of grief in the Iranian context.

Method

This study was conducted as survey research aiming to examine the psychometric properties of the Traumatic Grief Inventory–Self Report (TGI-SR) in the Iranian population. The sample consisted of 138 bereaved Iranian individuals (11 men and 127 women) with a mean age of 44 years, all of whom reported experiencing the loss of one or more loved ones. The sample size was

based on Bentler and Chou's rule, with 138 participants for the 18-item scale. Participants were recruited through specialized grief centers and online networks, and eligibility was determined according to inclusion and exclusion criteria to ensure a homogeneous and suitable sample regarding demographic characteristics and grief experiences. In addition to completing the TGI-SR, participants also completed the Brief Symptom Inventory and the Oxford Happiness Inventory to assess concurrent and discriminant validity. Construct validity was evaluated using confirmatory factor analysis, and convergent validity was assessed through calculation of the Average Variance Extracted. Internal consistency of the instrument was determined using Cronbach's alpha and McDonald's omega to confirm scale reliability, coherence, and consistency. Concurrent and discriminant validity were further examined via Pearson correlations between TGI-SR scores and the BSI and OHI, ensuring comprehensive assessment of the instrument's performance. Data analyses were performed using SPSS version 27 and R version 4.3.2, following standard psychometric and inferential statistical procedures to guarantee the accuracy, validity, and reliability of the results, thereby providing a thorough and trustworthy depiction of the psychometric properties of the Persian version of the TGI-SR.

Results

In this study, data were analyzed using SPSS version 27 and R version 4.3.2. Descriptive statistics were first employed to thoroughly examine the demographic characteristics of the sample. The study included 138 participants with a mean age of 44 years, of whom 127 (92%) were women and 11 (8%) were men. Regarding marital status, 72% were married and 28% were single, and education levels ranged from high school to doctoral degrees. The mean time since the loss of a loved one was approximately five years, with most losses involving parents or

siblings. Confirmatory factor analysis (CFA) was conducted to examine construct validity. Univariate and multivariate normality of the data were assessed using skewness and kurtosis indices, the Anderson-Darling test, and Mardia's coefficient. Although skewness and kurtosis values were relatively normal, statistical tests indicated significant deviation from normality; therefore, the robust weighted least squares method was used for model estimation. Item-total correlations showed that most items demonstrated satisfactory overall internal consistency; however, items 1, 6, and 15 had lower correlations. Initial model fit indices were below optimal thresholds due to overlapping content among some items (1 & 14, 2 & 3, 11 & 17). After applying model modifications based on adjustment indices, fit indices improved significantly. Standardized factor loadings ranged from 0.23 to 0.83, with item 15 showing the lowest loading. Internal consistency of the instrument was high, with Cronbach's $\alpha = 0.92$ and McDonald's $\omega = 0.91$. Convergent validity was acceptable ($CR = 0.9$), though $AVE = 0.41$ was slightly below the recommended threshold, indicating the need to revise several specific items. Positive correlations between TGI-SR and BSI-53 ($r = 0.76$, $p < 0.001$) and negative correlations with OHI ($r = -0.54$, $p < 0.001$) confirm concurrent and criterion validity, demonstrating a direct relationship between traumatic grief severity and psychological distress and an inverse relationship with happiness. These findings indicate that the Persian TGI-SR is a reliable tool for assessing traumatic grief in the Iranian population and, with minor modifications, may achieve improved psychometric performance overall.

Conclusion

The aim of this study was to examine the psychometric properties of the Persian TGI-SR in an Iranian sample. Results indicated that the score distribution was non-normal, a finding consistent with other trauma-related measures and possibly influenced by cultural

factors. Confirmatory factor analysis showed that a one-factor model was acceptable for the Persian version, with most items loading above 0.40, although item 15 performed poorly, likely due to the cultural emphasis on honoring the deceased. The positive correlation of the scale with BSI-53 and negative correlation with OHI supported its convergent validity. Cronbach's α (0.92) and McDonald's ω (0.91) indicated strong reliability, comparable to the Dutch, Brazilian, French-Canadian, and Turkish versions. However, the high proportion of women and predominantly non-clinical participants may limit the generalizability of the findings, as gender differences in emotional expression and willingness to participate in self-report studies can play a role. Some items also showed conceptual overlap and weak factor loadings, suggesting that revision is needed. The Persian TGI-SR is a reliable and valid tool for assessing grief in the Iranian population. Revising weaker items, using more diverse samples, and examining the multidimensional TGI-SR+ version could improve construct validity and contribute to future research.

Ethical Considerations

Ethics Code: This study has ethical approval from Tarbiat Modares University (code: IR.MODARES.REC.1403.032). All ethical principles were considered in this study. The participants were informed about the study objectives. They were also assured of the confidentiality of their information and were free to leave the study at any time.

Financial support: This research did not receive any specific grant from funding agencies in the public, commercial, or not-for profit sectors.

Authors' Contributions: investigation, data collection and writing the initial draft: Zahra Morsali; Review and editing: Parviz Azadfallah; Statistical analysis: Hojatullah Farahani.

Conflict of Interest: The authors declared no conflicts of interest.

Acknowledgments: The authors would like to thank all the people who participated in this study for their cooperation, especially RobenZade charity



روانشناسی بالینی: نوآوری‌ها در پژوهش و عمل

شاپا الکترونیکی: 3115-9508

Homepage: <https://cprpi.semnan.ac.ir>

ویژگی‌های روان‌سنجی نسخه فارسی مقیاس سوگ آسیب‌زا-خودگزارش‌دهی

زهرا مرسلی^۱، پرویز آزادفلاح^۲، حجت‌الله فراهانی^۳۱. دانشجوی دکتری تخصصی روانشناسی، گروه روانشناسی، دانشکده علوم انسانی، دانشگاه تربیت مدرس، تهران، ایران. ایمیل: zahra_morsali@modares.ac.ir۲. استاد، گروه روانشناسی، دانشکده علوم انسانی، دانشگاه تربیت مدرس، تهران، ایران. ایمیل: azadfa_p@modares.ac.ir۳. دانشیار، گروه روانشناسی، دانشکده علوم انسانی، دانشگاه تربیت مدرس، تهران، ایران. ایمیل: h.farahani@modares.ac.ir

چکیده

مشخصات مقاله

نوع مقاله:

پژوهشی

زمینه: این مطالعه با هدف بررسی ویژگی‌های روان‌سنجی نسخه فارسی پرسشنامه سوگ آسیب‌زا در یک نمونه در دسترس از افراد سوگوار ایرانی انجام شد.

تاریخچه مقاله:

دریافت: ۱۴۰۴/۰۴/۱۱

بازنگری: ۱۴۰۴/۰۹/۲۵

پذیرش: ۱۴۰۴/۱۰/۰۸

انتشار برخط: ۱۴۰۵/۰۴/۰۱

روش: پژوهش پیمایشی (زمینه‌ای) حاضر، شامل ۱۳۸ فرد سوگوار (۱۲۷ زن و ۱۱ مرد، میانگین سنی ۴۴ سال) بود که بیش از یک سال از فوت عزیزشان گذشته بود و با روش نمونه‌گیری در دسترس انتخاب شدند. داده‌ها با استفاده از نسخه فارسی پرسشنامه سوگ آسیب‌زا، پرسشنامه کوتاه نشانه‌های بیماری و پرسشنامه شادکامی آکسفورد، گردآوری و با تحلیل عاملی تأییدی، ضرایب همبستگی و شاخص‌های پایایی تحلیل شدند.

کلیدواژه‌ها:

سوگ آسیب‌زا،

تحلیل عاملی تأییدی،

روایی،

اعتبار،

روان‌سنجی

یافته‌ها: تحلیل عاملی تأییدی پس از اصلاحات نشان‌دهنده برازش قابل قبول مدل بود؛ تمام گویه‌ها بجز گویه ۱۵ بار عاملی بالای ۰/۴۰ داشتند. مقدار شاخص میزان واریانس استخراج‌شده، برابر ۰/۴۱ بود. اعتبار مقیاس نیز با ضریب آلفای کرونباخ ۰/۹۲، ضریب امگا ۰/۹۱ و اعتبار مرکب ۰/۹۰، مناسب ارزیابی شد. همبستگی با پرسشنامه کوتاه نشانه‌های بیماری ($r = 0.76, p < 0.001$) و پرسشنامه شادکامی آکسفورد ($P < 0.001$)، $r = -0.54$ ، روایی همگرا و واگرا را تأیید کرد.

نتیجه‌گیری: نسخه فارسی پرسشنامه سوگ آسیب‌زا دارای پایایی و روایی مناسبی است؛ با این حال، بازنگری در گویه ۱۵ و استفاده از نمونه متنوع‌تر برای افزایش تعمیم‌پذیری توصیه می‌شود.

استناد: مرسلی، زهرا؛ آزادفلاح، پرویز؛ و فراهانی، حجت‌الله (۱۴۰۵). ویژگی‌های روان‌سنجی نسخه فارسی مقیاس سوگ آسیب‌زا-خودگزارش‌دهی. مجله روانشناسی بالینی: نوآوری‌ها در پژوهش و عمل، ۱۸ (۲)، ۳۹-۲۳.

DOI: <https://doi.org/10.22075/jcp.2025.38072.3225>

© 2025 The Author(s): This is an open access article distributed under the terms of the Creative Commons Attribution (CC BY 4.0), which permits unrestricted use, distribution, and reproduction in any medium, As long as the original authors and sources are cited. No permission is required from the authors or the publishers

✉ نویسنده مسئول: پرویز آزادفلاح، استاد، گروه روانشناسی، دانشکده علوم انسانی، دانشگاه تربیت مدرس، تهران، ایران.

رایانامه: azadfa_p@modares.ac.ir؛ تلفن: ۰۲۱-۸۲۸۸۴۶۸۸

مقدمه

از دست دادن عزیزان یکی از بزرگترین منابع استرس زندگی آدمی است. اگرچه بیشتر افراد سوگوار، تجربه‌های آکنده از غم و اندوه حاد را پشت سر می‌گذارند که با گذشت زمان کاهش می‌یابد؛ اقلیت قابل توجهی از افراد داغ دیده در وضعیت سوگ مزمن باقی می‌مانند (۱). برای این افراد، این وضعیت ممکن است سال‌ها ادامه پیدا کند و منجر به پیامدهای نامطلوب بدعملکردی (۲) از جمله داشتن افکار خودکشی (۳)، آسیب به سلامت عمومی (۴)، افسردگی و اضطراب (۵) و افزایش سوء مصرف مواد (۶) شود. وجود واکنش‌های مزمن و ناتوان‌کننده به فقدان (۷) باعث شد تا پریگرسون و همکارانش (۸) معیارهای اختلال سوگ پیچیده پایدار^۱ را برای گنجاندن در ویرایش پنجم راهنمای تشخیصی و آماری اختلالات روانی^۲ و معیارهای اختلال سوگ طولانی‌مدت^۳ را برای گنجاندن در یازدهمین ویرایش طبقه‌بندی بین‌المللی بیماری‌ها^۴ ارائه دهند. این معیارها شامل نشانه‌هایی^۵ نظیر اختلال در هویت، احساس ناباوری نسبت به مرگ، اجتناب از یادآوری سوگ، درد شدید عاطفی، بی‌حسی عاطفی، احساس تنهایی شدید، احساس اینکه زندگی بی‌معنی است و نیز مشکلاتی در تعامل با دوستان، پیگیری علایق، برنامه‌ریزی برای آینده و تجربه وضعیت مثبت هستند (۹، ۱۰). با وجود اهمیت معیارهای تشخیصی سوگ آسیب‌زا، ارزیابی دقیق این اختلال با چالش‌های متعدد همراه است؛ زیرا سوگ تجربه‌ای چندبعدی، پویا و وابسته به فرهنگ است (۷، ۱۱). ابزارهای اندازه‌گیری مختلفی برای سنجش علائم سوگ به وجود آمده است که هر یک محدودیت‌هایی را به همراه دارند؛ برای مثال، پرسشنامه سوگ پیچیده^۶ (۱۲) و نسخه‌های بازبینی شده آن (۱۳)، برخی از معیارهای اختلال سوگ پیچیده پایدار را نمی‌سنجند. پرسشنامه اختلال سوگ پیچیده پایدار^۷ (۱۴)، علائم اختلال سوگ پیچیده پایدار را می‌سنجد اما معیارهای اختلال سوگ طولانی‌مدت را پوشش نمی‌دهد و پرسشنامه بازنگری شده سوگ تگزاس^۸ (۱۵)، تنها واکنش‌های طبیعی سوگ را اندازه

می‌گیرد و ابعاد ناهنجار و آسیب‌زا را منعکس نمی‌کند. در میان ابزارهای موجود، پرسشنامه خودگزارش‌دهی سوگ آسیب‌زا^۹ به عنوان ابزاری جامع برای ارزیابی علائم معیارهای اختلال سوگ پیچیده پایدار و اختلال سوگ طولانی‌مدت معرفی شده است (۱۱) که در مقایسه با ابزارهای دیگر در زمینه سنجش اختلال سوگ (۱۵-۱۲)؛ علاوه بر جامعیت نسبت به علائم ارائه‌شده در ویرایش پنجم راهنمای تشخیصی و آماری اختلالات روانی و یازدهمین ویرایش طبقه‌بندی بین‌المللی بیماری‌ها، قادر است بین سوگ طبیعی و اختلال سوگ پیچیده تمایز قائل شده و افراد دچار سوگ آسیب‌زا را شناسایی کند (۱۱).

واقعیت اجتناب‌ناپذیر سوگ در زندگی بشر و در مسیر تحول وی، پیچیدگی‌های بیشتری پیدا کرده است. مرگ و میر ناشی از همه‌گیری‌های گسترده، حوادث و رویدادهای تهدیدآمیز طبیعی، جنگ‌ها و درگیری‌های شدید حکومت‌ها و قربانی شدن مردم بی‌گناه، زندگی امروز بشر را بسیار تیره و تار کرده است. بازماندگان اغلب شرایطی دشوارتر از قربانیان تجربه می‌کنند. از سوی دیگر، پدیده سوگ کاملاً تجربه‌ای وابسته به فرهنگ است (۱۶) و تحت تأثیر باورهای مذهبی، ساختارهای خانوادگی و آیین‌های سنتی است (۱۹-۱۷)؛ بنابراین، سنجش اختلال سوگ باید متناسب با هر جامعه صورت گیرد. ابزارهای موجود عمدتاً در بافت فرهنگی غرب، طراحی و اعتبارسنجی شده‌اند؛ درحالی‌که تاکنون، پرسشنامه خودگزارش‌دهی سوگ آسیب‌زا در ایران به طور خاص مورد استفاده قرار نگرفته است. بر این اساس، مطالعه حاضر با هدف تطبیق و اعتبارسنجی این پرسشنامه در چارچوب ارزیابی روان‌سنجی جامع انجام شده است.

روش

طرح پژوهش: این پژوهش از نوع پیمایشی (زمینه‌یابی) است و در آن از شاخص‌های توصیفی ضرایب اعتبار، روایی و تحلیل ساختار عاملی برای برآورد ویژگی‌های روان‌سنجی مقیاس سوگ آسیب‌زا استفاده شده است.

⁵. Symptoms

⁶. Inventory of Complicated Grief (ICG)

⁷. Persistent Complex Bereavement Inventory (PCBI)

⁸. Texas Revised Inventory of Grief (TRIG)

⁹. Traumatic Grief Inventory-Self Report (TGI-SR)

¹. Persistent Complicated Bereavement Disorder (PCBD)

². Diagnostic and Statistical Manual of mental Disorders, 5th Edition (DSM-V)

³. Prolonged Grief Disorder (PGD)

⁴. International Classification of Disease, 11th Edition (ICD-11)

آزمودنی‌ها: جامعه آماری این پژوهش شامل افرادی بود که تجربه سوگ عزیزی را داشتند. نمونه‌گیری به شیوه در دسترس و در بازه زمانی فروردین ۱۴۰۲ تا آبان ۱۴۰۳ انجام شد. برای دسترسی به شرکت‌کنندگان، از یک سو با مراجعه به مراکز تخصصی سوگ و از سوی دیگر از طریق انتشار فراخوان در شبکه‌های اجتماعی (نظیر اینستاگرام و کانال‌های مرتبط در تلگرام) اقدام گردید. شرکت‌کنندگان از شهرهای تهران، کرج، قائم‌شهر، لاهیجان، دماوند، همدان، قم و مشهد بودند. در نهایت، ۱۳۸ نفر (۱۱ مرد و ۱۲۷ زن) با میانگین سنی ۴۴ سال در پژوهش شرکت کردند. میانگین زمان پاسخ‌گویی به پرسشنامه‌ها، ۳۳ دقیقه و ۴۳ ثانیه بود. حجم نمونه با استفاده

از قاعده بنتلر و چو (۲۰) تخمین زده شد، به این صورت که به ازای هر گویه، ۵ تا ۱۵ شرکت‌کننده، حجم نمونه کافی را مشخص می‌کند. بنابراین با توجه به ۱۸ گویه مقیاس خودگزارش‌دهی سوگ آسیب‌زا، تعداد نمونه ۱۳۸ نفر در بازه تعداد نمونه لازم قرار می‌گیرند. معیار ورود به پژوهش دست و پنجه نرم کردن با سوگ عزیزی بود که از زمان دست دادن او بیش از یک سال گذشته بود. معیار خروج نیز شامل هرگونه تجربه سوگ می‌شد که از آن، کمتر از یک سال گذشته بود و همین‌طور هرگونه تجربه فقدانی که به دلیلی جز مرگ واقع شده بود. ویژگی‌های افراد نمونه در جدول ۱ قابل مشاهده است.

جدول ۱) ویژگی‌های جمعیت‌شناختی شرکت‌کنندگان

متغیر	رده‌بندی	تعداد	درصد (%)
جنس	زن	۱۲۷	۹۲
	مرد	۱۱	۸
وضعیت تأهل	مجرد	۴۴	۳۲
	متاهل	۹۴	۶۸
	سایر	۳	۲/۱۷
سطح تحصیلات	دیپلم و زیردیپلم	۲۷	۱۹/۵۶
	فوق دیپلم	۲۶	۱۸/۸۴
	کارشناسی	۳۹	۲۸/۲۶
	کارشناسی ارشد	۴۰	۲۹
	دکتری	۶	۴/۳۴
نسبت فرد از دست رفته	فرزند یا همسر	۳۹	۲۸/۲۳
	والدین یا خواهر/برادر	۷۰	۵۰/۷۲
	حیوان خانگی	۱	۰/۷۲
	سایر موارد	۲۸	۲۰/۲۹

ابزار

۱. پرسشنامه اطلاعات جمعیت‌شناختی: اطلاعات جمعیت‌شناختی که توسط پژوهشگر از شرکت‌کنندگان اخذ شد شامل: اطلاعات مربوط به سن، جنسیت، وضعیت تأهل، شهر محل سکونت و سطح تحصیلات می‌شد.
۲. پرسشنامه خودگزارش‌دهی سوگ آسیب‌زا: این مقیاس در سال ۲۰۱۷ توسط بوئلن و اسمید طراحی شد (۱۱). این ابزار خودگزارش‌دهی برای سنجش نشانه‌های اختلال سوگ پیچیده پایدار در ویرایش پنجم راهنمای تشخیصی و آماری اختلالات روانی (۱۶ علامت)، سوگ طولانی‌مدت در

یازدهمین ویرایش طبقه‌بندی بین‌المللی بیماری‌ها (با یک گویه اضافی: گویه ۱۲) و همچنین یک گویه مرتبط با اختلال در عملکرد (گویه ۱۳) به کار می‌رود. مقیاس، شامل ۱۸ گویه در دو بخش است: بخش اول شناسایی عزیز ازدست‌رفته و تجربه مرتبط و بخش دوم ارزیابی فراوانی نشانه‌ها در یک مقیاس ۵ درجه‌ای (۱=هیچ وقت تا ۵=همیشه) می‌باشد. پایایی درونی مقیاس با استفاده از آلفای کرونباخ برای تمامی ۱۸ گویه، ۰/۹۵، برای ۱۷ آیتم اختلال سوگ پیچیده پایدار، ۰/۹۵ و برای ۱۱ آیتم اختلال سوگ طولانی‌مدت، ۰/۹۳ گزارش شده است. همچنین،

شادکامی فوردایس^۴، نشان‌دهنده‌ی روایی همزمان مناسب این ابزار است.

روند اجرای پژوهش: برای ترجمه مقیاس خودگزارش‌دهی سوگ آسیب‌زا، ابتدا پرسشنامه توسط یکی از محققین به فارسی ترجمه شد و سپس توسط استاد روانشناسی و زبان انگلیسی بازبینی گردید. ترجمه بازبینی‌شده برای ترجمه معکوس به فردی مسلط به هر دو زبان سپرده شد و پس از تطبیق و تأیید صحت ترجمه، پرسشنامه به همراه پرسشنامه اطلاعات جمعیت‌شناختی، پرسشنامه کوتاه نشانه‌های بیماری و پرسشنامه شادکامی آکسفورد در اختیار افرادی که با معیارهای ورود و خروج مطابقت داشتند و تمایل و رضایت خود را جهت شرکت در پژوهش اعلام کردند؛ قرار داده شد. بدین ترتیب، در فاصله‌ی سال‌های ۱۴۰۲ تا ۱۴۰۳، از میان ۳۳۷ داوطلب، ۱۳۸ نفر پرسشنامه‌ها را به‌طور کامل تکمیل کردند.

یافته‌ها

در پژوهش حاضر، برای تحلیل داده‌های جمعیت‌شناختی از آمار توصیفی (میانگین و درصد) استفاده شد. روایی سازه با تحلیل عاملی تأییدی^۵ بررسی گردید و ساختار عاملی یک‌عاملی برای نسخه فارسی مقیاس خودگزارش‌دهی سوگ آسیب‌زا در نظر گرفته شد. برای ارزیابی روایی همگرا، شاخص میزان واریانس استخراج‌شده^۶ محاسبه شد. همچنین، جهت سنجش روایی هم‌زمان و واگرا، از ضریب همبستگی پیرسون استفاده شد. همسانی درونی مقیاس با آلفای کرونباخ و امگای مک‌دونالد ارزیابی شد. لازم به ذکر است به‌دلیل عدم انجام تحلیل عاملی اکتشافی، روایی محتوایی بررسی نگردید. داده‌ها با نرم‌افزار SPSS 27 و R نسخه ۴.۳.۲ تحلیل شدند. از آمار توصیفی برای تحلیل اطلاعات جمعیت‌شناختی استفاده شد. ۱۳۸ نفر با میانگین سنی ۴۴ سال شرکت کردند که شامل ۱۲۷ نفر زن (۹۲٪) و ۱۱ نفر مرد (۸٪) بودند. از نظر وضعیت تأهل، ۳۲٪ مجرد و ۶۸٪ درصد متأهل بودند. سطح تحصیلات شرکت‌کنندگان به ترتیب: دیپلم و زیر دیپلم ۱۹/۵۶٪، فوق‌دیپلم ۱۸/۸۴٪، کارشناسی ۲۸/۲۶٪، کارشناسی ارشد ۲۹٪ و دکتری ۴/۳۴٪ بود. میانگین مدت

هم‌بستگی مثبت با شاخص‌های آسیب‌های روانشناختی (۰/۴۸ تا ۰/۵۸) و منفی با شاخص‌های کیفیت زندگی (۰/۳۳- تا ۰/۵۳-)، بیانگر روایی مطلوب ابزار است. نسخه ترجمه شده مقیاس در بخش پیوست قرار داده شده است.

۳. پرسشنامه کوتاه نشانه‌های بیماری^۱: پرسشنامه کوتاه نشانه‌های بیماری (۲۱) یک مقیاس خودگزارش‌دهی ۵۳ سؤالی است که براساس چک‌لیست نشانه‌های اختلالات روانی^۲ طراحی شده و برای سنجش آسیب‌شناسی روانی به کار می‌رود. پاسخ‌دهندگان میزان تجربه هر گویه در هفته گذشته را روی مقیاس ۵ درجه‌ای از صفر (اصلاً) تا ۴ (بسیار زیاد) مشخص می‌کنند. این ابزار علاوه بر شاخص کلی آسیب‌شناسی روانی، ۹ بعد را اندازه‌گیری می‌کند: جسمانی شدن، وسواسی اجباری، حساسیت بین‌فردی، افسردگی، اضطراب، خصومت، اضطراب فوبیک، افکار پارانوئید و روان‌پریشی. در نسخه‌ی ایرانی پرسشنامه کوتاه نشانه‌های بیماری (۲۲)، ضریب آلفای کرونباخ این مقیاس ۰/۹۵ و ضریب هم‌بستگی بازآزمایی آن ۰/۸۳ به دست آمده است. همچنین، هم‌بستگی‌های قابل‌توجهی (۰/۹۸ تا ۰/۴۱) بین ابعاد این پرسشنامه و نسخه کامل چک‌لیست نشانه‌های اختلالات روانی مشاهده شده است که نشان‌دهنده روایی همگرای مناسب این ابزار است.

۴. پرسشنامه شادکامی آکسفورد^۳: برای بررسی روایی واگرای مقیاس خودگزارش‌دهی سوگ آسیب‌زا، از پرسشنامه شادکامی آکسفورد استفاده شد؛ زیرا شواهد نشان می‌دهند سوگ پیچیده یا سوگ آسیب‌زا با کاهش بهزیستی روان‌شناختی و شادکامی همراه است (۲۳، ۲۴). این پرسشنامه (۲۵) دارای ۲۹ گویه با ۴ گزینه است و از صفر تا ۳ نمره‌گذاری می‌شود. ۲۱ گویه این پرسشنامه از طریق معکوس کردن سؤالات پرسشنامه افسردگی به دست آمده و سپس هشت گویه دیگر به آن اضافه شده است. هیلز و آرچیل (۲۶) پایایی این پرسشنامه را به روش آلفای کرونباخ ۰/۹۲ گزارش دادند. در نسخه ایرانی این پرسشنامه (۲۷)، آلفای کرونباخ ۰/۹۲ و پایایی آزمون باز آزمون ۰/۷۳ به دست آمد. همچنین، هم‌بستگی مثبت و معنادار (۰/۶۶) بین نمرات این پرسشنامه و نمرات پرسشنامه

1. Brief Symptom Inventory (BSI)

2. Symptom Checklist-90-Revised (SCL-90 R)

3. Oxford Happiness Inventory (OHI)

4. Fordyce Happiness Inventory (FHI)

5. Confirmatory Factor analysis (CFA)

6. Average Variance Extracted (AVE)

زمان گذشته از فقدان حدود ۵ سال بود و فرد عزیز از دست رفته، اغلب یکی از والدین یا خواهر و برادرها بود. برای بررسی روایی سازه، تحلیل عامل تأییدی به کار گرفته شد. پیش از آن، نرمال بودن تک متغیری و چند متغیری داده‌ها با استفاده از آزمون چولگی-کشیدگی، آزمون آندرسون-دارلینگ^۱ و شاخص مردیا بررسی شد. نتایج نشان داد مقادیر چولگی و کشیدگی بین ۲- و ۲+ بوده و توزیع داده‌ها نسبتاً نرمال است (۲۸)؛ اما آزمون آماری آندرسن-دارلینگ با سطح معناداری ۰/۰۰۱ نشان داد که توزیع تک متغیری داده‌ها با نرمال فاصله معناداری دارد. این ناهمخوانی می‌تواند ناشی از حساسیت بالای آزمون نسبت به انحراف‌های

جزئی از نرمال در نمونه‌های نسبتاً بزرگ باشد (۲۹). همچنین شاخص‌های مردیا نیز حاکی از نقض فرض نرمال بودن چندمتغیری بودند (چولگی: ۱۵۸۷/۷۴، $P < ۰/۰۰۱$ ؛ کشیدگی: ۷/۸۱، $P < ۰/۰۰۱$) (۳۰). برای برآورد مدل، از روش کمترین مربعات وزنی مرکب^۲ استفاده شد که به پیش‌فرض نرمال بودن وابسته نیست (۳۱). جدول ۲ اندازه‌های توصیفی میانگین، انحراف معیار و آمارهای چولگی و کشیدگی را برای گویه‌های مقیاس خودگزارش‌دهی سوگ آسیب‌زا، نشان می‌دهد.

جدول ۲) اندازه‌های توصیفی میانگین، انحراف معیار و آمارهای چولگی و کشیدگی و میزان هم‌بستگی گویه‌ها با نمره کل تصحیح شده

شماره گویه‌ها	میانگین $\pm$ انحراف معیار	چولگی	کشیدگی	هم‌بستگی نمره کل تصحیح شده
۱	۳/۲۲ $\pm$ ۱/۱۹	-۰/۴۳	-۰/۶۵	۰/۴۴۹
۲	۳/۸۵ $\pm$ ۰/۸۴	-۰/۵۳	۰/۱۹	۰/۵۵۳
۳	۴/۱۶ $\pm$ ۰/۷۴	-۰/۵۸	۰/۰۲	۰/۴۷۶
۴	۲/۵۷ $\pm$ ۱/۱۲	۰/۱۰	-۰/۸۶	۰/۶۲۸
۵	۳/۰۰ $\pm$ ۱/۲۰	-۰/۱۳	-۰/۹۴	۰/۷۸۰
۶	۲/۷۸ $\pm$ ۱/۳۰	۰/۱۸	-۱/۰۳	۰/۳۸۸
۷	۲/۳۶ $\pm$ ۱/۲۴	۰/۴۶	-۰/۸۷	۰/۵۸۷
۸	۳/۰۳ $\pm$ ۱/۲۶	-۰/۳۱	-۱/۰۴	۰/۶۹۳
۹	۲/۵۹ $\pm$ ۱/۰۹	۰/۲۳	-۰/۶۸	۰/۷۰۸
۱۰	۲/۸۰ $\pm$ ۱/۲۳	۰/۰۴	-۱/۰۰	۰/۵۲۷
۱۱	۳/۱۳ $\pm$ ۱/۳۴	-۰/۲۴	-۱/۱۱	۰/۷۵۱
۱۲	۳/۶۹ $\pm$ ۱/۱۵	-۰/۸۹	۰/۰۱	۰/۶۰۵
۱۳	۲/۸۸ $\pm$ ۱/۱۱	۰/۰۲	-۰/۸۲	۰/۶۹۷
۱۴	۳/۱۶ $\pm$ ۱/۲۴	-۰/۲۸	-۰/۹۴	۰/۷۰۲
۱۵	۱/۹۵ $\pm$ ۱/۰۴	۰/۸۷	-۰/۱۵	۰/۲۳۱
۱۶	۲/۷۸ $\pm$ ۱/۲۶	۰/۰۶	-۱/۰۳	۰/۵۸۶
۱۷	۳/۰۷ $\pm$ ۱/۴۴	-۰/۱۱	-۱/۲۸	۰/۶۰۴
۱۸	۳/۱۰ $\pm$ ۱/۱۹	-۰/۱۷	-۰/۸۲	۰/۷۰۶

بالتر از ۰/۵ با نمره کل هستند که نشان‌دهنده انسجام درونی ابزار است. با این حال گویه‌های شماره ۱، ۶ و ۱۵ به ترتیب با ضرایب ۰/۴۴، ۰/۳۸ و ۰/۲۳ ضعیف‌تر از سایر گویه‌ها عمل کردند.

برای بررسی مناسب بودن گویه‌ها در تحلیل عاملی تأییدی، هم‌بستگی نمره هر گویه با نمره کل تصحیح شده^۳ محاسبه شد. جدول ۲ میزان هم‌بستگی گویه‌ها با نمره کل تصحیح شده را نشان می‌دهد. بیشتر گویه‌ها دارای ضریب هم‌بستگی

^۱. Anderson-Darling test

^۲. Diagonally Weighted Least Squares (DWLS)

^۳. Corrected item total correlation

برای بررسی برازش مدل به دست آمده از شاخص‌های مجذور خی^۱، خی‌دوی نسبی، برازش رشدی^۲، برازش هنجار شده^۳ و هنجار نشده^۴، برازش تطبیقی^۵، نکویی برازش^۶، ریشه میانگین مجذور باقیمانده استاندارد^۷، ریشه میانگین مجذور خطای تقریب^۸ و شاخص برازش نکویی تعدیل شده^۹ استفاده شد. آماره مجذور خی نهایی برابر با ۲۴۵/۰۰۶ با درجه‌آزادی ۱۳۲ و معنادار بود ($P < ۰/۰۰۰$) (۳۲). با توجه به حساسیت آماره خی دو به حجم نمونه، نسبت مجذور خی بر درجه‌آزادی، ۱/۶۰ محاسبه شد که نشان‌دهنده برازش عالی مدل می‌باشد (۳۳)؛ با این حال، بررسی سایر شاخص‌ها نشان داد مدل اولیه برازش مناسبی ندارد. به طور خاص شاخص‌های برازش تطبیقی برابر ۰/۸۴، ریشه میانگین مجذور خطای تقریب برابر ۰/۱۰، نکویی برازش برابر ۰/۷۹، ریشه میانگین مجذور باقیمانده استاندارد برابر ۰/۰۷، شاخص برازش نکویی تعدیل شده برابر ۰/۷۳، برازش رشدی برابر ۰/۸۴، برازش هنجار شده برابر ۰/۷۵ و برازش هنجار نشده برابر ۰/۸۱ و از حد مطلوب پایین‌تر می‌باشد؛ تنها شاخص ریشه میانگین مجذور باقیمانده استاندارد با مقدار ۰/۰۷ در سطح قابل قبول قرار دارد (کمتر از ۰/۰۸)؛ بنابراین، با وجود نسبت خی‌دو به درجه‌آزادی مناسب، ترکیب سایر شاخص‌ها نشان‌دهنده برازش ضعیف تا متوسط مدل است که احتمالاً ناشی از پیچیدگی مدل، حجم نمونه نسبتاً پایین یا بارهای عاملی ضعیف برخی گویه‌ها می‌باشد (۳۴).

به منظور بهبود برازش مدل، همپوشانی محتوایی برخی گویه‌ها (۱ و ۱۴، ۲ و ۳، ۱۱ و ۱۷) بررسی شد. به عنوان مثال، گویه‌های ۱ و ۱۴ هر دو به افکار و تصاویر مزاحم مرتبط با سوگ اشاره دارند و بر اساس پژوهش کوایل و همکاران (۳۵)، این نوع افکار و اشتغال ذهنی غالباً به صورت متوالی یا همزمان تجربه می‌شوند و تمایز آن‌ها در تجربه زیسته افراد سوگوار همیشه روشن نیست. همچنین گویه‌های ۲ و ۳، جنبه‌های هیجانی واکنش به فقدان را منعکس می‌کنند و

مطالعات نشان داده‌اند علائمی مانند اشتیاق، درد هیجانی و اندوه در سوگ طولانی مدت اغلب به صورت هم‌زمان ظاهر می‌شوند (۳۶). گویه‌های ۱۱ و ۱۷ نیز بازتاب وابستگی شدید به فرد از دست رفته و ناتوانی در بازسازی معنا پس از فقدان هستند که در معیارهای مختلف سوگ پیچیده مانند ویرایش پنجم راهنمای تشخیصی و آماری اختلالات روانی و یازدهمین ویرایش طبقه‌بندی بین‌المللی بیماری‌ها به عنوان نشانه‌های هسته‌ای معرفی شده‌اند (۳۷). بدین ترتیب، اصلاحات مدل با لحاظ هم‌بستگی میان خطاهای این گویه‌ها، براساس مبانی نظری سوگ پیچیده و یافته‌های تجربی، انجام شد و شاخص‌های برازش مدل بهبود یافتند؛ به طوری که شاخص برازش تطبیقی به ۰/۹، ریشه میانگین مجذور خطای تقریب به ۰/۰۷ و ریشه میانگین مجذور باقیمانده استاندارد به ۰/۰۶ رسید. شاخص برازش نکویی تعدیل شده و نکویی برازش، با وجود اینکه کمی پایین‌تر از معیارهای ایده‌آل باقی ماندند؛ اما در کنار سایر شاخص‌ها، نشان‌دهنده برازش قابل قبول مدل بودند.

با توجه به کفایت شاخص‌های برازش، بارهای عاملی گویه‌ها تفسیر شد (جدول ۴ و شکل ۱). کلیه بارهای عاملی به جز گویه شماره ۱۵، در سطح $P < ۰/۰۰۱$ معنادار بودند و نشان می‌دهند بیشتر گویه‌ها نقش معناداری در تبیین عامل سوگ آسیب‌زا دارند. بارهای عاملی استاندارد شده بین ۰/۲۳ تا ۰/۸۳ قرار گرفتند؛ بیشترین بارها مربوط به گویه‌های ۵ (۰/۸۳)، ۱۱ (۰/۷۷)، ۹ (۰/۷۶) و ۱۸ (۰/۷۴) و کمترین مربوط به گویه‌های ۶ (۰/۳۹) و ۱۵ (۰/۲۳) بود. با توجه به اینکه بارهای عاملی بالاتر از ۰/۳ یا ۰/۴ قابل قبول تلقی می‌شوند (۳۸)؛ ساختار یک‌عاملی مقیاس تأیید شد و تمامی گویه‌ها (به جز گویه ۱۵) نقش معناداری در تبیین عامل سوگ آسیب‌زا داشتند. شکل ۱ نیز نشان‌دهنده انسجام مناسب ساختار عاملی است؛ اگرچه گویه ۱۵ ممکن است نیاز به بازنگری یا اصلاح داشته باشد.

6. Goodness of Fit Index (GFI)

7. Standard Root Mean-square Residual (SRMR)

8. Root Mean Square Error of Approximation (RMSEA)

9. Adjusted Goodness of Fit index (AGFI)

1. Chi-square (χ^2)

2. Incremental Fit Index (IFI)

3. Normed Fit Index (NFI)

4. Non-normed Fit Index (NNFI)

5. Comparative Fit Index (CFI)

جدول ۳) شاخص‌های نکویی برازش

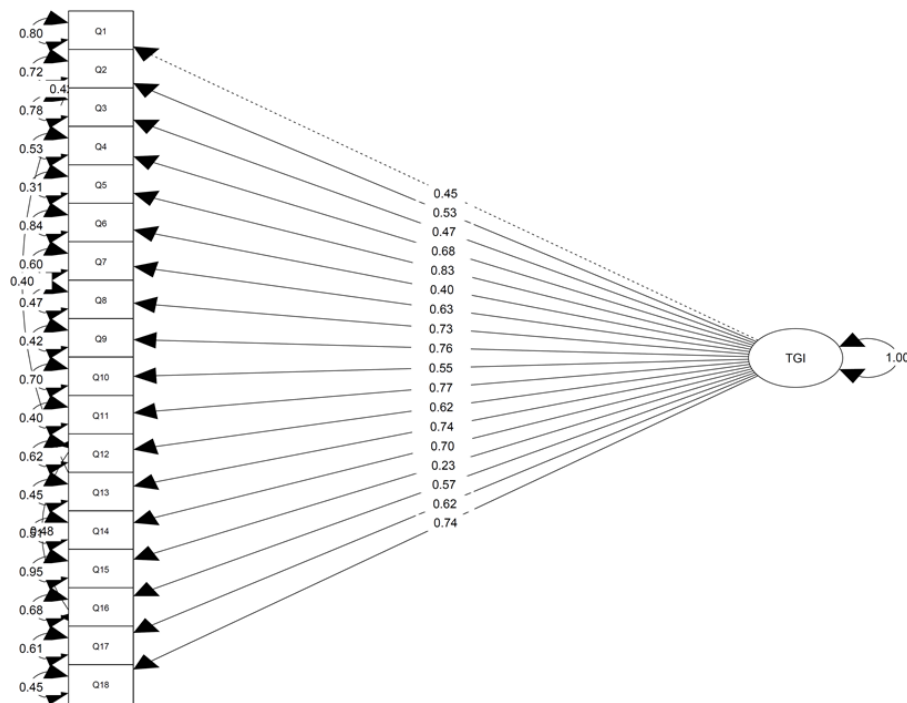
شاخص‌های نکویی برازش مقدار محاسبه شده	قبل از اصلاح	بعد از اصلاح
مجذور خی	۲۴۵/۰۰۶	
درجه آزادی	۱۳۲	
سطح معناداری	$> ۰/۰۰۰$	
خی دوی نسبی	۱/۶۰	
ریشه میانگین مجذور خطای تقریب	۰/۱	۰/۰۷
ریشه میانگین مجذور باقیمانده استاندارد	۰/۰۷	۰/۰۶
نکویی برازش	۰/۷۹	۰/۸۴
برازش تطبیقی	۰/۸۴	۰/۹۰۴
برازش هنجار شده	۰/۷۵	۰/۸۱۵
برازش هنجار نشده	۰/۸۱	۰/۸۸۸
برازش رشدی	۰/۸۴	۰/۹۰۵
شاخص برازش نکویی تعدیل شده	۰/۷۳	۰/۷۹۲

جدول ۴) بارهای عاملی گویه‌های نسخه فارسی مقیاس خودگزارش دهی سوگ آسیب‌زا

شماره گویه	بارهای عاملی غیراستاندارد B	بارهای عاملی استاندارد B	T	P
۱	۱/۰۰۰	۰/۴۵۱		
۲	۰/۸۶۹	۰/۵۳۳	۴/۴۵۷	۰/۰۰۰
۳	۰/۶۷۲	۰/۴۶۸	۴/۱۳۴	۰/۰۰۰
۴	۱/۴۹۰	۰/۶۸۳	۵/۰۲۰	۰/۰۰۰
۵	۱/۹۴۵	۰/۸۳۰	۵/۴۰۰	۰/۰۰۰
۶	۱/۰۰۵	۰/۳۹۸	۳/۷۲۵	۰/۰۰۰
۷	۱/۵۲۸	۰/۶۳۴	۴/۸۶۱	۰/۰۰۰
۸	۱/۷۹۴	۰/۷۳۰	۵/۱۵۸	۰/۰۰۰
۹	۱/۶۲۵	۰/۷۶۴	۵/۲۴۷	۰/۰۰۰
۱۰	۱/۳۲۱	۰/۵۵۰	۴/۵۳۱	۰/۰۰۰
۱۱	۲/۰۱۹	۰/۷۷۴	۵/۲۷۲	۰/۰۰۰
۱۲	۱/۳۹۱	۰/۶۲۰	۴/۸۱۱	۰/۰۰۰
۱۳	۱/۶۰۴	۰/۷۴۲	۵/۱۹۰	۰/۰۰۰
۱۴	۱/۶۸۳	۰/۶۹۷	۶/۱۸۱	۰/۰۰۰
۱۵	۰/۴۵۷	۰/۲۲۵	۲/۳۸۱	۰/۰۱۷
۱۶	۱/۴۰۰	۰/۵۷۰	۴/۶۱۵	۰/۰۰۰
۱۷	۱/۷۳۶	۰/۶۲۱	۴/۸۰۸	۰/۰۰۰
۱۸	۱/۷۲۰	۰/۷۴۵	۵/۱۹۷	۰/۰۰۰

به منظور بررسی اعتبار عامل سوگ آسیب‌زا و روایی همگرا، شاخص اعتبار مرکب^۱ و میانگین واریانس استخراج شده محاسبه شدند. مقدار شاخص اعتبار مرکب، برابر با ۰/۹ بود که نشان‌دهنده پایایی بسیار خوب است و حاکی از هماهنگی و انسجام بالای گویه‌ها در سنجش سازه اصلی می‌باشد (۳۹). میانگین واریانس استخراج شده برای این سازه برابر ۰/۴۱ است که کمی کمتر از حد قابل قبول ۰/۵ می‌باشد. این نتیجه

نشان می‌دهد که تنها ۴۱٪ از واریانس گویه‌ها توسط سازه سوگ توضیح داده می‌شود که ممکن است ضعف در روایی همگرا^۲ را نشان دهد و نیاز به بازنگری و اصلاح گویه‌ها یا اضافه کردن گویه‌های بیشتر برای تقویت روایی سازه وجود داشته باشد (۴۰). بنابراین، درحالی که اعتبار مدل مناسب است؛ روایی همگرا می‌تواند بهبود یابد.



شکل ۲) مدل تک عاملی نسخه فارسی مقیاس خودگزارش‌دهی سوگ آسیب‌زا

روایی همگرایی مقیاس از طریق ضریب هم‌بستگی پیرسون^۳ با پرسشنامه کوتاه نشانه‌های بیماری بررسی شد. نتایج نشان داد بین نمرات این دو پرسشنامه با نمره $r = 0.76$ ، رابطه مستقیم و معناداری وجود دارد که نشان‌دهنده‌ی رابطه قوی بین شدت سوگ آسیب‌زا و علائم روانشناختی نظیر اضطراب، افسردگی، وسواس است. برای بررسی روایی ملاک^۴، هم‌بستگی بین نمرات مقیاس خودگزارش‌دهی سوگ آسیب‌زا و نمرات پرسشنامه شادکامی آکسفورد مورد تحلیل قرار گرفت. ضریب هم‌بستگی پیرسون برابر با -0.54 در سطح معناداری $P < 0.001$ به دست آمد. این ضریب منفی و معنادار، نشان‌دهنده رابطه معکوس نسبتاً قوی است؛ به طوری که

افزایش نمرات سوگ آسیب‌زا با کاهش میزان شادکامی همراه است.

برای ارزیابی اعتبار مقیاس خودگزارش‌دهی سوگ آسیب‌زا از دو شاخص آلفای کرونباخ^۵ و امگا مک‌دونالد^۶ استفاده شد. آلفای کرونباخ که همسانی درونی مقیاس را بررسی می‌کند، برای نسخه فارسی مقیاس خودگزارش‌دهی سوگ آسیب‌زا، برابر با ۰/۹۲ به دست آمد که نشان‌دهنده هم‌بستگی درونی بسیار خوب میان سؤالات است. همچنین، مقدار امگا مک‌دونالد، ۰/۹۱ بود که همراه با آلفای کرونباخ، اعتبار مناسب ابزار را نشان می‌دهد.

1. Composite reliability (CR)

2. Convergent Validity

3. Pearson Correlation Indication

4. Criterion Validity

5. Cronbach's alpha

6. McDonald's omega

بحث

هدف پژوهش حاضر، بررسی ویژگی‌های روانسنجی نسخه فارسی مقیاس خودگزارش‌دهی سوگ آسیب‌زا در نمونه‌ای ایرانی بود؛ برای این منظور از تحلیل عامل تأییدی، شاخص‌های برازش مدل، ضرایب هم‌بستگی و شاخص‌های اعتبار مانند آلفای کرونباخ و امگا استفاده شد. یکی از مفروضه‌های مهم آماری، نرمال بودن توزیع نمرات است؛ اما نتایج آزمون آندرسون-دارلینگ و شاخص مردیا نشان داد که نمرات خودگزارش‌دهی سوگ آسیب‌زا توزیع نرمال ندارند. این امر می‌تواند همانند سایر مقیاس‌های مربوط به آسیب‌های روانی، در نمونه‌های غیربالینی یا نیمه‌بالینی باشد؛ به گونه‌ای که بروز و شدت اختلالات روانشناختی اغلب به صورت نامتقارن و با چولگی مثبت همراه هست؛ تنها اقلیتی از افراد جامعه به آستانه تشخیص بالینی می‌رسند؛ درحالی‌که اکثریت یا هیچ‌گونه نشانه‌ای ندارند یا تنها درجات خفیفی از نشانه‌ها را تجربه می‌کنند (۴۱). متشابهاً در مورد اختلال سوگ به طور خاص، پژوهش‌ها نشان داده‌اند که بسیاری از افراد جامعه یا هیچگاه سوگ پیچیده را تجربه نمی‌کنند یا آن را به صورتی گذرا و خفیف پشت سر می‌گذارند و تنها اقلیتی دچار علائم مزمن و ناتوان‌کننده آن می‌شوند (۴۲). افراد نمونه مطالعه حاضر نیز عموماً کسانی بودند که طبق گزارش شخصی خود و نه گزارش بالینی از تجربه سوگ و پیامدهای آن در رنج بودند. لذا دور از انتظار نیست که این پدیده در بین افراد نمونه همانند افراد جامعه توضیح نامتقارنی داشته باشد. علاوه بر عوامل روانشناختی، عوامل فرهنگی نیز می‌توانند بر چولگی داده‌ها تأثیرگذار باشند. در جوامع جمع‌گرا، افراد به دلیل فشارهای اجتماعی به پنهان کردن احساسات منفی تمایل دارند تا هماهنگی اجتماعی حفظ شود (۴۳). در فرهنگ‌های شرقی، افراد بیشتر احساسات منفی را به عنوان بخشی طبیعی از زندگی می‌پذیرند و کمتر به دنبال اجتناب یا سرکوب هستند (۴۴). در ایران، علاوه بر پذیرش احساسات منفی، آیین‌های سوگواری با فراهم آوردن ساختاری برای ابراز احساسات، تقویت روابط اجتماعی و معنابخشی به تجربه فقدان، به تسهیل فرآیند پذیرش و سازگاری با سوگ کمک می‌کنند (۴۵). فرهنگ و مذهب نیز حتی در صورت ناقص بودن آیین‌های سنتی، با پرورش نگرش مهربانانه به خود، تقویت صبر و توکل و معنابخشی دینی، فرآیند سازگاری با فقدان را تسهیل کرده و از شدت رنج روانشناختی می‌کاهند (۴۶).

در فرهنگ ایرانی، اندوه به ویژه در مواجهه با مرگ و فقدان جایگاه مهمی دارد و ابراز احساسات در این زمینه در ابعاد مختلف اجتماعی و فرهنگی حضور دارد (۴۷). برای مثال در شاهنامه، سوگواری به عنوان واکنشی طبیعی و انسانی به مرگ همراه با آیین‌ها و رسوم خاص معرفی شده است؛ مرگ به عنوان جزئی از نظم الهی تلقی می‌شود و سوگواری نشان‌دهنده عمق احساسات و ارادت بازماندگان به فرد از دست رفته است (۴۸). یکی از گواهان این موضوع، جهان‌گیری کووید-۱۹ است که با تغییر در مراسم تدفین و سوگواری، نیاز خانواده‌های داغ‌دیده به حمایت‌های روانی و اجتماعی را برجسته کرده و چالش‌های متعددی در این زمینه ایجاد کرده است (۴۹).

در جریان تحلیل عامل تأییدی، نتایج نشان داد که مدل یک‌عاملی برای نسخه فارسی مقیاس خودگزارش‌دهی سوگ آسیب‌زا قابل قبول است و این یافته با نتایج برخی مطالعات پیشین همخوانی دارد؛ به‌طور مثال، نسخه‌های برزیلی (۵۰)، کانادایی فرانسوی (۵۱) و هلندی (۱۱) نیز یک‌عاملی گزارش شده‌اند. در نسخه ترکی (۵۲)، برخی شواهد به ساختار دو عاملی اشاره دارند که احتمالاً ناشی از تفاوت‌های فرهنگی و ویژگی‌های نمونه است. بنابراین، اگرچه نتایج فعلی مدل یک‌عاملی را حمایت می‌کند، توصیه می‌شود در مطالعات آینده تحلیل اکتشافی نیز انجام شود تا امکان شناسایی ساختار دو عاملی بررسی شود.

در نسخه فارسی مقیاس خودگزارش‌دهی سوگ آسیب‌زا، برخی گویه‌ها دارای هم‌پوشی محتوایی هستند که می‌تواند بر برازش مدل اثر منفی بگذارد؛ زیرا هم‌بستگی بالای خطاها، فرض استقلال خطاها را نقض کرده و شاخص‌های برازش را تضعیف می‌کند (۳۶). برای نمونه، گویه‌های ۱ و ۱۴ هر دو به افکار مزاحم و تصاویر آزاردهنده مرتبط با سوگ اشاره دارند؛ پژوهش‌ب‌الن و همکاران (۵۳) نشان داد افکار مزاحم و اشتغال ذهنی غالباً همزمان یا متوالی رخ می‌دهند و تفاوت زبانی گویه‌ها (مانند «داشتم» در برابر «درگیر بودم») نیز ممکن است از دید پاسخ‌دهندگان تفاوت روانشناختی روشنی را بازتاب ندهد (۵۴). گویه‌های ۲ و ۳ نیز جنبه‌های هیجانی واکنش به فقدان را منعکس می‌کنند؛ اولی بر غم و اندوه کلی و دومی بر اشتیاق برای حضور مجدد فرد از دست‌رفته تأکید دارد. اما پژوهش‌ها نشان داده‌اند که اشتیاق، درد هیجانی و اندوه معمولاً همزمان و در قالب یک خوشه علائم در سوگ

طولانی‌مدت تجربه می‌شوند (۵۵). بنابراین، این گویه‌ها احتمالاً تحت تأثیر یک سازه کلی‌تر مانند «رنج هیجانی» قرار دارند (۸). همچنین، گویه‌هایی مانند «زندگی بدون او بی‌معناست» و «حاضر بودم بمیرم اما با او باشم» نیز بازنمایی‌کننده ابعاد مختلف یک سازه واحد هستند: احساس فقدان عمیق، وابستگی شدید و ناتوانی در بازسازی معنا. یافته‌های ایسما و همکاران (۳۷) نشان می‌دهد چنین محتوایی در معیارهای ویرایش پنجم راهنمای تشخیصی و آماری اختلالات روانی و یازدهمین ویرایش طبقه‌بندی بین‌المللی بیماری‌ها، به‌عنوان نشانه‌های هسته‌ای سوگ پیچیده مطرح است. این همپوشانی محتوایی در پرسشنامه‌های مشابه مانند مقیاس سوگ پیچیده نیز دیده شده است که آیت‌های مرتبط را در یک عامل مشترک شناسایی می‌کنند (۱۲).

در تحلیل بارهای عاملی مقیاس خودگزارش‌دهی سوگ آسیب‌زا، اکثر گویه‌ها، بار عاملی بالاتر از ۰/۴ داشتند که نشان‌دهنده ارتباط مناسب با سازه اصلی است؛ اما گویه شماره ۱۵ با بار عاملی ۰/۲۳ و کمترین هم‌بستگی با نمره کل، عملکرد ضعیفی نشان داد. این گویه به مشکل در یادآوری خاطرات مثبت فرد از دست رفته اشاره دارد؛ درحالی‌که در فرهنگ ایرانی، تأکید بر یادآوری خاطرات مثبت و گرمی داشت فرد از دست رفته رایج است و بخشی از فرآیند سوگ تلقی می‌شود؛ بنابراین، گویه ۱۵ ممکن است با تجارب واقعی سوگ در این فرهنگ همخوانی نداشته و نسبت به سایر گویه‌ها همسویی کمتری با سازه سوگ آسیب‌زا داشته باشد.

هم‌بستگی مثبت بالا بین نمرات مقیاس خودگزارش‌دهی سوگ آسیب‌زا و پرسشنامه کوتاه نشانه‌های بیماری، یافته‌های مطالعات پیشین مبنی بر رابطه سوگ با آسیب‌های روانشناختی قابل‌توجه را تأیید می‌کند (۵۵، ۵۶). همچنین رابطه معکوس معنادار بین مقیاس خودگزارش‌دهی سوگ آسیب‌زا و پرسشنامه شادکامی آکسفورد مؤید آن است که شدت بیشتر سوگ آسیب‌زا با کاهش کیفیت و بهزیستی روانشناختی همراه است (۵۷). از نظر اعتبار، ضرایب آلفای کرونباخ ۰/۹۲ و امگا مک‌دونالد ۰/۹۱ انسجام درونی بسیار خوب مقیاس را نشان دادند. این سطح از اعتبار مشابه نسخه‌های هلندی (۱۱)، برزیلی (۵۰)، کانادایی فرانسوی (۵۱) و ترکی (۵۲) است (۰/۹۵ $\alpha \approx$) و پایداری ابزار در جمعیت فارسی‌زبان را تأیید می‌کند. با وجود این، برخی محدودیت‌ها باید مورد توجه قرار گیرد. نسبت بالای زنان در نمونه ممکن است تعمیم‌پذیری

نتایج به مردان و جمعیت عمومی را محدود کند؛ زیرا تفاوت‌های جنسیتی در ابراز هیجانات و تجربه سوگ اهمیت دارد. مردان معمولاً کمتر علائم روانی را گزارش می‌کنند یا برای مشکلات روانی درخواست کمک می‌نمایند (۵۸). زنان به‌طور کلی تمایل بیشتری به ابراز هیجان دارند؛ درحالی‌که مردان بیشتر از راهبردهای حل مسئله یا سرکوب هیجانی استفاده می‌کنند (۵۹). این تفاوت سبک مقابله‌ای می‌تواند منجر به تفاوت در میل به شرکت در پژوهش‌های خودگزارشی درباره سوگ شود. پژوهش‌های طولی نیز نشان داده‌اند جنسیت با شدت و بروز علائم سوگ طولانی‌مدت مرتبط است (۶۰). علاوه بر این، نمونه عمدتاً شامل افرادی بود که تجربه سوگ را به صورت شخصی و نه بالینی گزارش کرده‌اند؛ این در حالی است که شدت و چگونگی تجربه سوگ در جامعه ممکن است متفاوت از نمونه بالینی باشد. این محدودیت‌ها ضرورت استفاده از نمونه متوازن‌تر، با مشارکت بیشتر مردان و افراد دارای تجربه بالینی را در مطالعات آینده نشان می‌دهد. یافته‌ها نشان داد نسخه فارسی مقیاس خودگزارش‌دهی سوگ آسیب‌زا از ویژگی‌های روانسنجی مطلوبی همچون ساختار عاملی قابل‌قبول، اعتبار بالا و روایی همگرایی مناسب برخوردار است و می‌تواند به عنوان ابزاری کارآمد در تشخیص، ارزیابی و مداخلات درمانی مرتبط با سوگ در جامعه ایران کاربرد داشته باشد. با این حال، ضعف در شاخص میزان واریانس استخراج‌شده، بار عاملی پایین گویه شماره ۱۵ و همپوشانی محتوایی برخی گویه‌ها، بازبینی و حذف یا افزایش تعداد گویه‌ها را ضروری می‌سازد. همچنین نسبت بالای مشارکت کنندگان زن در این پژوهش به همراه نمونه نسبتاً محدود که لزوماً به لحاظ بالینی به دنبال کمک نبودند، وجوب استفاده از نمونه‌های متنوع‌تر را در مطالعات آینده مشخص می‌سازد. علاوه بر این، وجود نسخه توسعه‌یافته مقیاس خودگزارش‌دهی سوگ آسیب‌زا که ساختار عاملی چندبعدی و برازش بهتری دارد (۶۱)، فرصت مناسبی برای مطالعات بعدی فراهم می‌آورد؛ هرچند هنجاریابی نسخه اصلی در جامعه ایرانی گامی مقدماتی و ضروری محسوب می‌شود.

ملاحظات اخلاقی

این مطالعه مورد تأیید کمیته اخلاق در پژوهش دانشگاه تربیت مدرس با شناسه IR.MODARES.REC.1403.032 قرار گرفت و سعی شد تا تمام اصول اخلاقی در آن رعایت شود. بنابراین شرکت‌کنندگان آگاهانه و با رضایت قبلی وارد فرآیند

پژوهش شدند و تمامی اطلاعات آن‌ها محرمانه نگه داشته شد. آن‌ها قبل از پر کردن پرسشنامه رضایت خود را با علامت زدن گزینه «با رضایت کامل و آگاهی از اهداف پژوهش حاضر در آن شرکت می‌کنم» اعلام کردند. شرکت‌کنندگان می‌توانستند در هر مرحله پژوهش از آن خارج شوند و در بعضی موارد که افراد به دلیل حال روحی نامساعد قادر به پاسخ دادن به تمام سؤالات پرسشنامه نبودند از پژوهش کنار گذاشته شدند.

تشکر و قدردانی: نویسندگان از یاری همه شرکت‌کنندگان مخصوصاً خیریه شروین روبن‌زاده کمال تشکر و قدردانی را دارند.

مشارکت نویسندگان: تحقیق و بررسی، تألیف پیش‌نویس مقاله و جمع‌آوری داده‌ها: زهرا مرسلی، ویرایش، نقد و بررسی: پرویز آزاد فلاح، تحلیل آماری و بررسی: حجت الله فراهانی.

تعارض منافع: بنابر اظهار نویسندگان، این مقاله تعارض منافع ندارد.

به نام خدا

یکی از واقعیت‌های گریز ناپذیر زندگی تجربه‌ی دردناک از دست دادن عزیزان است. از شما خواهش می‌کنیم یکی از عزیزان خود را که تا کنون از دست داده‌اید در ذهن بیاورید. فردی که از دست دادن او در حال حاضر بیشترین درگیری ذهنی را برای شما ایجاد کرده است و یا در حال حاضر شما را خیلی آزار می‌دهد. نام این فرد را بنویسید: ضایعه‌ای که در حال حاضر ذهن مرا به خود مشغول کرده و مرا به شدت آزار می‌دهد از دست دادن است.

نسبت او با من

سن او در زمانی که از دست دادمش.....

از زمان از دست دادنش می‌گذرد.

او را از این طریق از دست دادم.....

در زیر چندین واکنش به سوگ آمده است. لطفاً مشخص کنید در ماه گذشته هر چند وقت یکبار هر کدام از این واکنش‌ها را در پاسخ به از دست دادن این فرد تجربه کرده‌اید.

همیشه	بسیار زیاد	بسیار کم	کمی	هیچگاه	
					من افکار و تصاویر آزارنده مرتبط با مرگ او داشتم.
					من هیجانات شدید غم، اندوه و درد عاطفی ناشی از سوگ را تجربه کردم.
					من احساس حسرت و یا اشتیاق زیاد نسبت به او داشتم.
					من احساس سردرگمی نسبت به هویت و نقش خودم در زندگی داشتم.
					من در پذیرش این فقدان به مشکل برخورده‌ام
					من از مکان‌ها، اشیاء و افکاری که مرگ او را برایم یادآوری کند اجتناب می‌کنم.
					من در اعتماد کردن به دیگران دچار مشکل شده‌ام.
					من نسبت به فقدانی که تجربه کردم احساس خشم و ناراحتی داشتم.
					در روند معمول زندگیم (همچون ارتباط با دوستان و فعالیت‌های مختلف) با مشکل مواجه شده‌ام.
					در برابر از دست دادن او احساس کربختی و بی‌حسی داشتم.
					من احساس کردم که زندگی بدون او بی‌معنی و پوچ است.
					من از مرگ او شوکه و مبهوت شدم.
					عملکرد من پس از فقدان او در زندگی شخصی، کاری و ارتباط با دیگران بسیار آسیب دیده است.
					من درگیر افکار و تصاویر آزارنده مرتبط با مرگ او بودم.
					نمی‌توانستم خاطرات شیرین با او را به یاد بیاورم.
					در ارتباط با از دست دادن او افکار منفی سرزنش‌گرایانه نسبت به خودم داشتم.

نوع سوگ	نوع سوگ	نوع سوگ	نوع سوگ	نوع سوگ	نوع سوگ
					حاضر بودم بمیرم، اما با او باشم.
					احساس تنهایی یا جدایی از دیگران می‌کردم.

11. Boelen PA, Smid GE. The traumatic grief inventory self-report version (TGI-SR): introduction and preliminary psychometric evaluation. *J Loss Trauma*. 2017;22(3):196-212. [Doi:10.1080/15325024.2017.1284488](https://doi.org/10.1080/15325024.2017.1284488)

12. Prigerson HG, Maciejewski PK, Reynolds III CF, Bierhals AJ, Newsom JT, Fasiczka A, et al. Inventory of complicated grief: a scale to measure maladaptive symptoms of loss. *Psychiatry Res*. 1995;59(1-2):65-79. [Doi:10.1016/0165-1781\(95\)02757-2](https://doi.org/10.1016/0165-1781(95)02757-2)

13. Prigerson HO, Jacobs SC. Traumatic grief as a distinct disorder: a rationale, consensus criteria, and a preliminary empirical test. In: Stroebe MS, Hansson RO, Stroebe W, Schut H, editors. *Handbook of bereavement research: consequences, coping, and care*. Washington (DC): American Psychological Association; 2001. p. 613-45. [Doi:10.1037/10436-026](https://doi.org/10.1037/10436-026)

14. Lee SA. The persistent complex bereavement inventory: a measure based on the DSM-5. *Death Stud*. 2015;39(7):399-410. [Doi:10.1080/07481187.2015.1029144](https://doi.org/10.1080/07481187.2015.1029144)

15. Faschingbauer TR, Devaul RA, Zisook S. Development of the Texas inventory of grief. *The American journal of psychiatry*. 1977 Jun. <https://psycnet.apa.org/doi/10.1176/ajp.134.6.696>

16. Rosenblatt R. The age of irony comes to an end. *Time*. 2001;158(13):79-79. Available from: <https://time.com/archive/6664896/the-age-of-irony-comes-to-an-end/>

17. Shakerian A, Mardi N. Predicting the reaction to bereavement based on the practice of religious beliefs and seeking meaning in the individuals bereaved due to COVID-19. *J Res Relig Health*. 2024;10(1):110-21. [Persian]. [Doi:10.22037/jrrh.v10i1.39299](https://doi.org/10.22037/jrrh.v10i1.39299)

18. Azim Oghlui Oskooi PB, Farahbakhsh K, Moradi O. Effective fields the experience of mourning after the death of a family member: a phenomenological study. *J Couns Cult Psychother*. 2021;12(45):101-40. [Persian]. [Doi:10.22054/qccpc.2020.48664.2275](https://doi.org/10.22054/qccpc.2020.48664.2275)

19. Mousavi R, Payamani B. The course of collective memory in the formation of mourning culture in Iran's religious society based on the theory of "collective memory" by Maurice Halbwachs with the case study of Ashura and Siyavoshan ceremonies. *Sociol Cult Stud, Inst Humanit Cult Stud (IHCS)*. 2024;15(1):251-79. [Persian]. Available from: <https://doi.org/10.30465/scs.2024.9341>

20. Bentler PM, Chou CP. Practical issues in structural modeling. *Sociol Methods Res*. 1987;16(1):78-117. <https://doi.org/10.1177/0049124187016001004>

منابع

1. Szuhany KL, Malgaroli M, Miron CD, Simon NM. Prolonged grief disorder: Course, diagnosis, assessment, and treatment. *Focus*. 2021 Jun;19(2):161-72. [Doi:10.1176/appi.focus.20200052](https://doi.org/10.1176/appi.focus.20200052)

2. Prigerson HG, Kakarala S, Gang J, Maciejewski PK. History and status of prolonged grief disorder as a psychiatric diagnosis. *Annu Rev Clin Psychol*. 2021 May 7;17(1):109-26. [Doi:10.1146/annurev-clinpsy-081219-093600](https://doi.org/10.1146/annurev-clinpsy-081219-093600)

3. Frumkin MR, Robinaugh DJ, LeBlanc NJ, Ahmad Z, Bui E, Nock MK, Simon NM, McNally RJ. The pain of grief: Exploring the concept of psychological pain and its relation to complicated grief, depression, and risk for suicide in bereaved adults. *J Clin Psychol*. 2021 Jan;77(1):254-67. [Doi:10.1002/jclp.23024](https://doi.org/10.1002/jclp.23024)

4. Shear MK, Simon N, Wall M, Zisook S, Neimeyer R, Duan N, Reynolds C, Lebowitz B, Sung S, Ghesquiere A, Gorscak B. Complicated grief and related bereavement issues for DSM-5. *Depress. Anxiety*. 2011 Feb;28(2):103-17. [Doi:10.1002/da.20780](https://doi.org/10.1002/da.20780)

5. Boelen PA, Smid GE. Disturbed grief: prolonged grief disorder and persistent complex bereavement disorder. *Bmj*. 2017 May 18;357. [Doi:10.1136/bmj.j2016](https://doi.org/10.1136/bmj.j2016)

6. Parisi A, Sharma A, Howard MO, Wilson AB. The relationship between substance misuse and complicated grief: A systematic review. *J Subst Abuse Treat*. 2019 Aug 1;103:43-57. [Doi:10.1016/j.jsat.2019.05.012](https://doi.org/10.1016/j.jsat.2019.05.012)

7. Shear MK. Complicated grief. *N Engl J Med*. 2015 Jan 8;372(2):153-60. Available from: <https://psycnet.apa.org/doi/10.1056/NEJMcp1315618>

8. Prigerson HG, Horowitz MJ, Jacobs SC, Parkes CM, Aslan M, Goodkin K, Raphael B, Marwit SJ, Wortman C, Neimeyer RA, Bonanno G. Prolonged grief disorder: Psychometric validation of criteria proposed for DSM-V and ICD-11. *PLoS Med*. 2009 Aug 4;6(8):e1000121. [Doi:10.1371/journal.pmed.1000121](https://doi.org/10.1371/journal.pmed.1000121)

9. American Psychiatric Association. Diagnostic and statistical manual of mental disorders. American psychiatric association; 2013 May 22. Available from: <https://doi.org/10.1176/appi.books.9780890425596>

10. World Health Organization. International classification of diseases (ICD) revision, 11th revision (ICD-11). World Health Organization. 2018 May 28. Available from: [International Classification of Diseases \(ICD\)](https://www.who.int/publications/i/item/9789240000000)

- mental imagery after suicide bereavement: A qualitative interview study in a British sample. *PLoS One*. 2023;18(8):e0284897. <https://doi.org/10.1371/journal.pone.0284897>
36. Eisma MC. Prolonged grief disorder in ICD-11 and DSM-5-TR: Challenges and controversies. *Aust N Z J Psychiatry*. 2023 Jul;57(7):944-51. <https://doi.org/10.1177/00048674231154206>
37. Eisma MC, Janshen A, Lenferink LI. Content overlap analyses of ICD-11 and DSM-5 prolonged grief disorder and prior criteria-sets. *Eur J Psychotraumatol*. 2022;13(1):2011691. [Doi:10.1080/20008198.2021.2011691](https://doi.org/10.1080/20008198.2021.2011691)
38. Brown TA. Confirmatory factor analysis for applied research. Guilford Publications; 2015. Available from: <https://psycnet.apa.org/record/2015-10560-000>
39. Fornell C, Larcker DF. Evaluating structural equation models with unobservable variables and measurement error. *J Mark Res*. 1981 Feb;18(1):39-50. <https://psycnet.apa.org/doi/10.2307/3151312>
40. Cheung GW, Cooper-Thomas HD, Lau RS, Wang LC. Reporting reliability, convergent and discriminant validity with structural equation modeling: A review and best-practice recommendations. *Asia Pac J Manag*. 2024 Jun 1;41(2):745-83. <https://doi.org/10.1007/s10490-023-09871-y>
41. Markon KE, Chmielewski M, Miller CJ. The reliability and validity of discrete and continuous measures of psychopathology: a quantitative review. *Psychol Bull*. 2011;137(5):856. [Doi:10.1037/a0023678](https://doi.org/10.1037/a0023678)
42. Bonanno GA, Malgaroli M. Trajectories of grief: comparing symptoms from the DSM-5 and ICD-11 diagnoses. *Depress Anxiety*. 2020 Jan;37(1):17-25. [Doi:10.1002/da.22902](https://doi.org/10.1002/da.22902)
43. Chentsova-Dutton YE, Ryder AG. Cultural models of normalcy and deviancy. *Asian J Soc Psychol*. 2020 Jun;23(2):187-204. [Doi:10.1111/ajsp.12413](https://doi.org/10.1111/ajsp.12413)
44. De Vaus J, Hornsey MJ, Kuppens P, Bastian B. Exploring the East-West divide in prevalence of affective disorder: a case for cultural differences in coping with negative emotion. *Pers Soc Psychol Rev*. 2018;22(3):285-304. [Doi:10.1177/1088868317736222](https://doi.org/10.1177/1088868317736222)
45. Karimtar A. Mourning rituals and their psychological meanings in Iranian culture [dissertation]. Pullman (WA): Washington State University; 2019. Available from: <https://hdl.handle.net/2376/100515>
46. Akbarzadeh M, Abdollahi Bagherabadi G, Ghodrati Mirkouhi M. Impact of Islamic-Iranian lifestyle-based mindful self-compassion training on psychological distress and emotional efficiency in bereaved survivors of COVID-19. *Clin Psychol*. 1404;17(2):99-115. [Persian]. <https://doi.org/10.22075/jcp.2025.36445.309>
21. Derogatis LR. Brief symptom inventory. *Eur J Psychol Assess*. 1993. [Doi:10.1037/t00789-000](https://doi.org/10.1037/t00789-000)
22. Akhavan Abiri F, Shairi MR. Validity and reliability of Symptom Checklist-90-Revised (SCL-90-R) and Brief Symptom Inventory-53 (BSI-53). *Clin Psychol Pers*. 2020;2(33):169-95. [Persian]. Available from: <https://share.sid.ir/paper/208738/fa?media=1>
23. Hilberdink CE, Ghainder K, Dubanchet A, Hinton D, Djelantik AM, Hall BJ, et al. Bereavement issues and prolonged grief disorder: A global perspective. *Cambridge Prisms Glob Ment Health*. 2023;10:e32. <https://doi.org/10.1017/gmh.2023.28>
24. Moor N, de Graaf PM. Temporary and long-term consequences of bereavement on happiness. *J Happiness Stud*. 2016 Jun;17(3):913-36. [http://dx.doi.org/10.1007/s10902-015-9624-x](https://dx.doi.org/10.1007/s10902-015-9624-x)
25. Hills P, Argyle M. The Oxford Happiness Questionnaire: a compact scale for the measurement of psychological well-being. *Pers Individ Dif*. 2002 Nov 1;33(7):1073-82. [https://doi.org/10.1016/S0191-8869\(01\)00213-6](https://doi.org/10.1016/S0191-8869(01)00213-6)
26. Hills P, Argyle M. The Oxford Happiness Questionnaire: a compact scale for the measurement of psychological well-being. *Pers Individ Dif*. 2002;33(7):1073-82. [Doi:10.1016/S0191-8869\(01\)00213-6](https://doi.org/10.1016/S0191-8869(01)00213-6)
27. Liaghatdar MJ, Jafari E, Abedi MR, Samiee F. Reliability and validity of the Oxford Happiness Inventory among university students in Iran. *Span J Psychol*. 2008 May;11(1):310-3. Available from: <https://sid.ir/paper/645611/en>
28. George D, Mallery P. IBM SPSS statistics 29 step by step: a simple guide and reference. Routledge; 2024. [Doi:10.4324/9781032622156](https://doi.org/10.4324/9781032622156)
29. Anderson TW, Darling DA. A Test of Goodness of Fit. *J Am Stat Assoc*. 1954 Dec;49(268):765-9. [Doi:10.2307/2281537](https://doi.org/10.2307/2281537)
30. Ghasemi A, Zahediasl S. Normality tests for statistical analysis: a guide for non-statisticians. *Int J Endocrinol Metab*. 2012;10(2):486. <https://doi.org/10.5812/ijem.3505>
31. DiStefano C, Morgan GB. A comparison of diagonal weighted least squares robust estimation techniques for ordinal data. *Struct Eq Model*. 2014 Jul 3;21(3):425-38. [Doi:10.1080/10705511.2014.915373](https://doi.org/10.1080/10705511.2014.915373)
32. Steenbergen MR, Marks G. Evaluating expert judgments. *Eur J Polit Res*. 2007 May;46(3):347-66. [Doi:10.1111/j.1475-6765.2006.00694.x](https://doi.org/10.1111/j.1475-6765.2006.00694.x)
33. Byrne BM. Structural equation modeling with Mplus: basic concepts, applications, and programming. Routledge; 2013. [Doi:10.4324/9780203807644](https://doi.org/10.4324/9780203807644)
34. Shi D, Lee T, Maydeu-Olivares A. Understanding the model size effect on SEM fit indices. *Educ Psychol Meas*. 2019 Apr;79(2):310-34. [Doi:10.1177/0013164418783530](https://doi.org/10.1177/0013164418783530)
35. Quayle K, Jones P, Di Simplicio M, Kamboj S, Pitman A. Exploring the phenomenon of intrusive

- empirical and theoretical review. *Rev Gen Psychol.* 2001 Mar;5(1):62-83. <https://doi.org/10.1037/1089-2680.5.1.62>
60. Lundorff M, Bonanno GA, Johannsen M, O'Connor M. Are there gender differences in prolonged grief trajectories? A registry-sampled cohort study. *J Psychiatr Res.* 2020 Oct 1;129:168–75. <https://doi.org/10.1016/j.jpsychires.2020.06.030>
61. Lenferink LI, Eisma MC, Smid GE, de Keijser J, Boelen PA. Valid measurement of DSM-5 persistent complex bereavement disorder and DSM-5-TR and ICD-11 prolonged grief disorder: the Traumatic Grief Inventory–Self Report Plus (TGI-SR+). *Compr Psychiatry.* 2022; 112:152281. <https://doi.org/10.1016/j.comppsy.2021.152281>
47. Bagheri M. Conceptualizations of sadness in Persian. In *Persian linguistics in cultural contexts.* 2020 Oct 29 (pp. 127-140). Routledge. [Doi:10.4324/9780429470165](https://doi.org/10.4324/9780429470165)
48. Pourkhaleghi-Chatroudi M, Haqparast L. A comparative study of mourning rituals in Shahnameh and the remnants of religious mourning practices in ancient Iran. *Nasr Res Persian Lit.* [Persian]. Available from: <http://noo.rs/3sAXd>
49. Abe S. Culture of Mourning in Iran During the COVID-19 Pandemic: Funeral Rituals, Emotions, and Stigma. In *SOCIAL STIGMA AND THE PANDEMIC: Key Challenges and Responses Across Greater Asia* 2025 (pp. 13-32). [Doi:10.1142/9789811284618_0002](https://doi.org/10.1142/9789811284618_0002)
50. Bolaséll LT, Pinzón JH, Boelen PA, et al. The Traumatic Grief Inventory Self-Report (TGI-SR) as a clinical measure to identify Brazilians with prolonged grief disorder and persistent complex bereavement disorder. *Trends Psychol.* 2023. <https://doi.org/10.1007/s43076-023-00316-5>
51. Cherblanc J, Gagnon C, Côté I, Bergeron-Leclerc C, Cadell S, Gauthier G, et al. French-Canadian validation of the traumatic grief inventory-self report (TGI-SR). *Death Stud.* 2023 Apr 21;47(4):430-9. [Doi:10.1080/07481187.2022.2085347](https://doi.org/10.1080/07481187.2022.2085347)
52. Baş S, Yüksel Ö, Ülbe S, Güngör D. Turkish version of the traumatic grief inventory-self report (TGI-SR): Validity and reliability. *Death Stud.* 2022 Jul;46(6):1481–9. <https://doi.org/10.1080/07481187.2020.1850551>
53. Boelen PA, Huntjens RJ. Intrusive images in grief: an exploratory study. *Clin Psychol Psychother.* 2008;15(4):217-26. [Doi:10.1002/cpp.568](https://doi.org/10.1002/cpp.568)
54. DeVellis RF. Scale development: theory and applications. Thousand Oaks (CA): Sage Publications; 1991. Available from: <https://psycnet.apa.org/record/1991-98125-000>
55. Boelen PA, Lenferink LI. Symptoms of prolonged grief, posttraumatic stress, and depression in recently bereaved people: symptom profiles, predictive value, and cognitive behavioural correlates. *Soc Psychiatry Psychiatr Epidemiol.* 2020; 55:765-77. [Doi:10.1007/s00127-019-01776-w](https://doi.org/10.1007/s00127-019-01776-w)
56. Milman E. Non-death loss and grief: context and clinical implications [book review]. *Omega (Westport).* 2021;84(1):340-3. [Doi:10.1177/0030228211020156](https://doi.org/10.1177/0030228211020156)
57. Smith KV, Ehlers A. Cognitive predictors of grief trajectories in the first months of loss: a latent growth mixture model. *J Consult Clin Psychol.* 2020;88(2):93. [Doi:10.1037/ccp0000438](https://doi.org/10.1037/ccp0000438)
58. Shi P, Yang A, Zhao Q, Chen Z, Ren X, Dai Q. A hypothesis of gender differences in self-reporting symptom of depression: implications to solve under-diagnosis and under-treatment of depression in males. *Front Psychiatry.* 2021 Oct 25;12:589687. <https://doi.org/10.3389/fpsy.2021.589687>
59. Stroebe M, Stroebe W, Schut H. Gender differences in adjustment to bereavement: An

