



Research Paper

Preliminary Version of Life Skills Scale for Iranian Adolescents

Saeed Akbari Zardkhaneh^{*} , Mona Zamani^{id} , Jalil Fathabadi^{id} , Amir Hossein Daneshmand Kaferoudi^{id} 
, AmirArsalan Ahmadpour Mohammadi^{id} 

Department of Applied Psychology, Faculty of Psychology and Educational Sciences, Shahid Beheshti University, Tehran, Iran.

Article info:

Received: 12.08.2025

Revised: 08.06.2026

Accepted: 19.06.2026

Keywords:

Adolescent life skills, Scale Development, Factor analysis, Exploratory, Confirmatory.



Publisher: University of Zanjan

Abstract

Background: Assessing adolescents' life skills is essential for planning interventions to promote psychological health and socialization. This study aimed to develop and examine the psychometric properties of the Iranian Adolescent Life Skills Scale.

Method: This psychometric study was conducted among all secondary school students in Tehran during the 2023 to 2024 academic year. In the preliminary phase, 200 students were selected for item analysis and assessment of face validity through semi structured group discussions. In the final phase, the 80-item questionnaire was administered to 800 students, including 400 girls and 400 boys. Using the Solomon method, the data were divided into two equivalent exploratory and confirmatory subsamples. The data were then analyzed through exploratory factor analysis, confirmatory factor analysis, exploratory structural equation modeling, and measurement invariance testing using R and Mplus software.

Results: Exploratory factor analysis identified five factors, including cognitive skills, anger control, empathy, stress coping, and interpersonal communication, which explained 32% of the total variance. The advanced two factor exploratory model showed the clearest and best fit indices, and the final structure was established. Cronbach's alpha coefficients ranged from 0.60 to 0.86, while omega coefficients ranged from 0.72 to 0.87, indicating acceptable internal consistency. The five cognitive subscales were combined into one factor because of their educational homogeneity. The empathy subscale had a significant inverse correlation with the general factor ($r = -0.17$), possibly reflecting adolescents' emotional self-regulation. Measurement invariance testing confirmed equivalent factor structures between male and female students.

Conclusion: The Iranian Adolescent Life Skills Scale demonstrated satisfactory construct validity, convergent validity, and reliability and can be used for developmental research and educational screening.

Use your device to scan and read the article online



Citation: Akbari Zardkhaneh, S., Zamani, M., Fathabadi, J., Daneshmand Kaferoudi, A. & Ahmadpour Mohammadi, A. (2026). Preliminary Version of Life Skills Scale for Iranian Adolescents. *Iranian Journal of Psychoeducational Assessment*, 2 (1), 75-95.
<https://doi.org/10.30470/ijpa.2026.2066977.1023>

***Corresponding Author:** Saeed Akbari Zardkhaneh

Address: Department of Applied Psychology, Psychology and Educational Science Faculty, Shahid Beheshti University, Tehran, Iran.

Email: s_akbari@sbu.ac.ir

Extended Abstract

Introduction

The World Health Organization (WHO) conceptualizes life skills as essential competencies that enable individuals to cope effectively with everyday challenges. Despite broad international recognition of their importance, the assessment of these skills often relies on Western instruments that lack adequate cultural contextualization. Accurate measurement therefore requires advanced psychometric methods capable of handling categorical indicators and establishing structural equivalence across genders. Accordingly, this study developed and standardized a culturally appropriate psychometric instrument called the Adolescent Life Skills Scale, based on the WHO framework, to provide a valid and reliable diagnostic tool for school counselors and researchers.

Methods

A psychometric research design was used to validate the instrument among secondary school students in Tehran during the 2023 to 2024 academic year. Multistage cluster sampling was conducted across educational Districts 11, 12, 14, and 15, with schools selected according to educational level and gender.

In the pilot phase, 200 students, including 100 girls and 100 boys, evaluated the initial items and face validity. In the standardization phase, 800 students, including 400 girls and 400 boys, participated in the final validation. An initial pool of 315 items, developed according to the World Health Organization framework, was reduced to 100 items. Content validity was assessed by psychologists and psychometricians, while linguistic clarity and face validity were examined by a Persian literature specialist and adolescent focus groups.

After item analysis based on the criteria of Akbari Zardkhaneh et al. (2017), 80 items were retained, with eight items for each dimension. Data were analyzed using R version 4.2.3 and Mplus version 8. Missing and invalid responses were removed using the careless package. The total sample was divided into two equivalent groups of 400 participants through the Solomon method. Exploratory factor analysis was conducted on the Calibration Group using a polychoric correlation matrix. Confirmatory factor analysis and measurement invariance across gender were examined on the Validation Group by testing configural, metric, scalar, and strict invariance models.

Results

Initial internal consistency was acceptable, with a Cronbach's alpha of 0.88. The initial KMO value was 0.67. After removing 12 items with values below 0.50, the KMO increased to 0.78, and Bartlett's test of sphericity was significant.

Parallel analysis, scree plot inspection, and the minimum average partial method supported a five-factor solution. After examining 175 rotated structures, maximum likelihood extraction with cluster rotation was selected. The five factors explained 32 percent of the total variance and were labeled Cognitive Skills, Anger Control, Empathy, Stress Coping, and Interpersonal Communication Skills.

Confirmatory factor analysis was then conducted on the validation sample of 400 students. A bifactor exploratory structural equation model, consisting of one general factor and five specific factors, demonstrated the best fit. The subscales of decision making, critical thinking, problem solving, creative thinking, and self-awareness formed a unified Cognitive Skills factor, while the other four dimensions retained their separate structures.

McDonald's omega coefficients indicated strong internal consistency, particularly for Cognitive Skills and Anger Control. Tests of measurement invariance supported strict invariance across gender, indicating the absence of measurement bias. Convergent validity was confirmed through significant correlations between the general life skills factor and the Khodadadi Life Skills subscales. A significant inverse relationship with emotional empathy suggested a shift toward more cognitive forms of emotion regulation.

Discussion

The developed scale demonstrated satisfactory psychometric performance and effectively captured individual differences in life skills. The use of maximum likelihood extraction with oblique cluster rotation was more appropriate than principal component analysis because it focused on common variance and permitted the latent dimensions to correlate meaningfully (Brown, 2015; Watson, 2017).

The convergence of five subscales into a single Cognitive Skills factor may be attributed to both item overlap and the cultural characteristics of the Iranian educational context (Akbari Zardkhaneh et al., 2018). In the Iranian school system, advanced cognitive abilities are often taught in an integrated manner. Consequently, adolescents may perceive decision making, critical thinking, problem solving, creative thinking, and self-awareness as interconnected components of a broader cognitive framework rather than as entirely separate abilities. In contrast, the distinct factor structures of the remaining subscales indicate that the instrument successfully differentiates among emotional and social competencies. The establishment of strict measurement invariance further demonstrated that the scale assesses these constructs with comparable precision among males and females (Chen et al., 2005).

Several limitations should be acknowledged. First, the cross-sectional design did not permit the assessment of longitudinal stability or temporal reliability (DeVellis, 2017). Second, differences in culture and age may influence how participants interpret individual items. Therefore, future studies should examine cross cultural and age-related measurement invariance (Kase & Endo, 2023). Further research should also refine the cognitive subscales to enhance their discriminant capacity, clarify the cognitive and noncognitive components of self-awareness, and evaluate the scale across diverse Iranian age groups and population subgroups (Salovey & Mayer, 1990).

Ethical considerations

Official written permission to conduct this research was obtained from the General Directorate of Education of Tehran. Following the review and final approval of the study materials and instruments by the Security Office of the General Directorate of Education of Tehran, formal authorization was granted. To ensure adherence to ethical principles, the objectives of the study were clearly explained prior to data collection, and consent was obtained from school principals as well as from participating students. Data collection in girls' high schools was conducted by a female researcher, while data collection in boys' high schools was carried out with the assistance of a male researcher. To ensure strict confidentiality and protect participants' privacy, no personally identifiable information was recorded on the assessment forms. All data were analyzed anonymously and reported only in aggregated form.

Funding

This research received no specific grant from funding agencies in the public, commercial, or not-for-profit sectors. The authors sincerely thank the participating school principals, teachers, and students of Tehran for their invaluable support.

Author contributions

The first author was responsible for conceptualization of the study, development of the research method, overall project administration, supervision of the research process, and manuscript preparation. The second author was responsible for administrative coordination, drafting the initial version of the manuscript, and revising all subsequent versions. The third author contributed to improving the research method and enhancing the quality and development of the manuscript. Statistical analyses were conducted jointly by the second and fourth authors. Data collection was carried out by the second and fifth authors. All authors reviewed and approved the final version of the manuscript.

Conflict of interest

The authors declare no conflicts of interest regarding the publication of this manuscript.



مقاله پژوهشی

مقیاس ملی مهارت‌های زندگی نوجوانان: ساخت نسخه مقدماتی

سعید اکبری زردخانه*^{id}، مونا زمانی^{id}، جلیل فتح آبادی^{id}، امیرحسین دانشمند کفترودی^{id}، امیر ارسلان احمدپور محمدی^{id}
گروه روانشناسی کاربردی، دانشکده روانشناسی و علوم تربیتی، دانشگاه شهید بهشتی، تهران، ایران.

چکیده

زمینه: ارزیابی سطح مهارت‌های زندگی نوجوانان، راهبردی اساسی برای برنامه‌ریزی ارتقای سلامت روان-شناختی و تسهیل جامعه‌پذیری آنان است. این پژوهش با هدف ساخت و بررسی ویژگی‌های روان‌سنجی مقیاس سنجش مهارت‌های زندگی نوجوانان ایرانی در دانش‌آموزان تهران انجام شد.

روش: روش این پژوهش از نوع روان‌سنجی جامعه آن شامل تمامی دانش‌آموزان متوسطه تهران در سال تحصیلی ۱۴۰۲-۱۴۰۳ بود. در مرحله مقدماتی، ۲۰۰ دانش‌آموز برای تحلیل آیت‌ها و بررسی روایی صوری (با بحث گروهی نیمه‌ساختاریافته) انتخاب شدند. در مرحله نهایی، پرسش‌نامه ۸۰ آیت‌می روی ۸۰۰ دانش‌آموز (۴۰۰ دختر، ۴۰۰ پسر) اجرا گردید. داده‌ها با روش سولومون به دو نیمه همتای اکتشافی و تأییدی تقسیم و تحلیل‌ها با روش‌های عاملی اکتشافی، تأییدی، مدل‌سازی معادلات ساختاری اکتشافی و آزمون تغییرناپذیری اندازه‌گیری در محیط نرم‌افزارهای آر و ام‌پلاس انجام شد.

یافته‌ها: تحلیل عاملی اکتشافی، پنج عامل (مهارت‌های شناختی، کنترل خشم، همدلی، مقابله با استرس و ارتباط بین فردی) را شناسایی کرد که ۳۲ درصد واریانس کل را تبیین نمودند. در مقایسه الگوها، مدل پیشرفته اکتشافی دو عاملی صریح‌ترین شاخص‌های برازش را کسب کرد و ساختار نهایی شد. آلفای کرونباخ (۰/۶۰ تا ۰/۸۶) و ضریب امگا (۰/۷۲ تا ۰/۸۷) همگونی درونی بهینه را تأیید کردند. پنج خرده‌مقیاس شناختی به دلیل یکدستی جامعه‌پذیری آموزشی در یک عامل ادغام شدند. خرده‌مقیاس همدلی به دلیل خودتنظیمی هیجانی نوجوانی و پیشگیری از اشیاع عاطفی، همبستگی معکوس و معناداری ($r = -0.17$) با عامل کلی داشت. آزمون فرضیه‌ها الگوی تغییرناپذیری را میان دانش-آموزان دختر و پسر تأیید کرد.

نتیجه‌گیری: مقیاس ملی مهارت‌های زندگی نوجوانان از روایی سازه، همگرا و ضریب اعتبار مطلوبی برخوردار است و ابزاری استاندارد برای پژوهش‌های تحولی و غربالگری‌های تربیتی محسوب می‌شود.

اطلاعات مقاله:

تاریخ دریافت: ۱۴۰۴/۰۵/۲۱

تاریخ داوری: ۱۴۰۵/۰۳/۱۸

تاریخ پذیرش: ۱۴۰۵/۰۳/۲۹

واژه‌های کلیدی:

مهارت‌های زندگی نوجوانان، ساخت ابزار، تحلیل عاملی، اکتشافی، تأییدی.



ناشر: دانشگاه زنجان

استناد: اکبری زردخانه، س.، زمانی، م.، فتح‌آبادی، ج.، دانشمند کفترودی، ا. و احمدپور محمدی، ا. (۱۴۰۵). مقیاس ملی مهارت‌های زندگی نوجوانان: ساخت نسخه مقدماتی. *سنجش روانی تربیتی*، ۲(۱)، ۷۵-۹۵.

<https://doi.org/10.30470/ijpa.2026.2066977.1023>



از دستگاه خود برای اسکن و خواندن مقاله به صورت آنلاین استفاده کنید

* نویسنده مسئول: سعید اکبری زردخانه

نشانی: گروه روانشناسی کاربردی، دانشکده روانشناسی و علوم تربیتی، دانشگاه شهید بهشتی، تهران، ایران.

پست الکترونیکی: s_akbari@sbu.ac.ir

مقدمه

مهارت‌های زندگی^۱ نقش حیاتی در موفقیت اجتماعی، رشد شخصیت و افزایش عزت نفس نوجوانان دارند و آموزش این مهارت‌ها به نوجوانان می‌تواند آن‌ها را در برابر آسیب‌های مختلف محافظت کند (سازمان جهانی بهداشت^۲، ۱۹۹۳؛ بوتوین^۳، ۱۹۸۰؛ بوتوین و گریفین^۴، ۲۰۰۷؛ مک ویرتر^۵، ۲۰۰۷؛ ناصری و باباخانی^۶، ۲۰۱۴؛ کومکرونگلک^۷ و همکاران، ۲۰۲۳؛ ستی^۸، ۲۰۲۴). این مهارت‌ها به‌طور مستقیم با عملکردهای اجتماعی، فیزیکی، عاطفی و تحصیلی مرتبط هستند و مجموعه‌ای از مهارت‌های اساسی برای ارتقای سلامت و رفاه کودکان و نوجوانان در محیط‌ها و فرهنگ‌های مختلف هستند (جگلناتان^۹ و همکاران، ۲۰۱۴؛ لنگفورد و بادو^{۱۰}، ۲۰۱۵؛ گلیاتری^{۱۱} و همکاران، ۲۰۱۷؛ کرونین^{۱۲} و همکاران، ۲۰۲۱؛ سورندران^{۱۳} و همکاران، ۲۰۲۳؛ شریف^{۱۴} و همکاران، ۲۰۲۴).

طبقه‌بندی سازمان جهانی بهداشت (۲۰۲۰) ده مهارت اساسی شامل مهارت خودآگاهی^{۱۵}، کنترل استرس^{۱۶}، تصمیم‌گیری^{۱۷}، حل مسئله^{۱۸}، تفکر خلاقانه^{۱۹}، مقابله با هیجانات منفی^{۲۰}، همدلی^{۲۱}، مدیریت خشم^{۲۲}، ارتباط مؤثر^{۲۳} و تفکر نقادانه^{۲۴} را معرفی می‌کند (کندی^{۲۵} و همکاران، ۲۰۱۴؛ سازمان جهانی بهداشت، ۲۰۲۰). یونیسف^{۲۶} (۲۰۱۰) مهارت‌های زندگی را رویکردی مبتنی بر تغییر یا شکل‌دهی رفتار تعریف کرده است که برقراری توازن میان سه حوزه دانش، نگرش و مهارت‌ها را مد نظر قرار می‌دهد. در چهارچوب یونیسف، مؤلفه‌های مهارت‌های زندگی شامل مهارت‌های شناختی، مهارت‌های فردی و بین فردی است. علاوه بر ده مهارت سازمان جهانی بهداشت، مواردی از قبیل کار تیمی، مدیریت زمان و رهبری نیز ذکر شده است (کرونین و آلن^{۲۷}، ۲۰۱۷؛ سازمان جهانی بهداشت، ۲۰۲۰؛ اما تعریف سازمان جهانی بهداشت (۱۹۹۴) دارای مرجعیت و بیشترین کاربرد است (قاسمیان و ونکاتش کومار^{۲۸}، ۲۰۱۷؛ ندتی^{۲۹} و همکاران، ۲۰۱۹؛ تیواری^{۳۰} و همکاران، ۲۰۲۰؛ پت^{۳۱} و همکاران، ۲۰۲۳).

در تحقیقات مختلف به حوزه ساخت ابزارهای ارزیابی مهارت‌های زندگی توجه کافی نشده است. اکبری زردخانه و همکاران (۱۳۹۳) نشان دادند که این حوزه کمترین پیشرفت را دارد و تعداد ابزارهای مهارت‌های زندگی با ویژگی‌های روان‌سنجی معتبر محدود است. همچنین هوسکینز و لیو^{۳۲} (۲۰۱۹)، نشیده^{۳۳} و همکاران (۲۰۱۹)، یونیسف (۲۰۲۰) و ترمیلی^{۳۴} و همکاران (۲۰۲۰) و کیرشهوف و کلر^{۳۵} (۲۰۲۱) نیز به مسئله مشابهی اشاره و بیان کرده‌اند که استفاده از روش‌ها و ابزارهای غیرمعتبر، ارزیابی‌های این حوزه را با دشواری مواجه می‌کنند.

یکی از محدود ابزارها، مقیاس مهارت‌های زندگی آنسل - کیسی^{۳۶} است که شامل شش خرده‌مقیاس زندگی روزانه، منابع مسکن و جامعه، مدیریت پول، مراقبت از خود، توسعه اجتماعی و مهارت‌های کار و مطالعه است (نولان^{۳۷} و همکاران، ۲۰۰۲). نسخه فارسی این ابزار توسط اسدیپور و همکاران (۱۳۹۴) برای دانش‌آموزان مقطع راهنمایی انطباق داده شده است. مقیاس تحول مهارت‌های زندگی نوجوانان^{۳۸} (داردن و گینتر^{۳۹}، ۱۹۹۶)، چهار بعد ارتباط بین فردی / روابط انسانی، حل مسئله / تصمیم‌گیری، تناسب فیزیکی / حفظ سلامت و تحول هویت / هدف از زندگی را مورد سنجش قرار می‌دهد. ویژگی‌های روان‌سنجی این ابزار مناسب گزارش نشده است. همچنین مقیاس مهارت‌های زندگی در مدرسه^{۴۰} (آیدا و ایشیکوما^{۴۱}، ۲۰۰۲) به زبان ژاپنی ساخته شده است و پنج خرده‌مقیاس خودمروزی، تصمیم‌گیری شغلی، فعالیت‌های گروهی، حفظ سلامت و ارتباط با همسالان را اندازه‌گیری می‌کند که ویژگی‌های روان‌سنجی آن در نمونه‌های دانش‌آموزی متوسط گزارش شده است.

- 1 life skills
- 2 World Health Organization (WHO)
- 3 Botvin
- 4 Botvin, & Griffin
- 5 Mc Whirter
- 6 Naseri, & Babakhani
- 7 Kumkronglek
- 8 Sethi
- 9 Jegannathan
- 10 Langford, & Badeau
- 11 Gayatri
- 12 Cronin
- 13 Surendran
- 14 Sherif
- 15 self- awareness
- 16 stress management
- 17 decision making
- 18 problem solving
- 19 creative thinking
- 20 coping with negative emotions
- 21 empathy

- 22 anger management
- 23 effective relationship
- 24 critical thinking
- 25 Kennedy
- 26 UNICEF
- 27 Cronin, & Allen
- 28 Ghasemian, & Venkatesh Kumar
- 29 Ndeti
- 30 Tiwari
- 31 Pat
- 32 Hoskins & Liu
- 33 Nasheeda
- 34 Tremblay
- 35 Kirchhoff, & Keller
- 36 The Ansell-Casey Life Skills Assessment (ACLSA)
- 37 Nollan
- 38 life skills development scale- adolescent
- 39 Darden & Ginter
- 40 school-life skills scale
- 41 Iida & Ishikuma

استفاده از ابزارهای تولید شده در یک جامعه برای به کارگیری در جوامعی با فرهنگ و زبان متفاوت، با مشکلات فنی و تفسیر نتایج روبه‌رو است (همبلتون^۱ و همکاران، ۲۰۰۵)؛ برای مثال، مقیاس مهارت‌های زندگی^۲ (اراون^۳، ۲۰۱۰) که برای نوجوانان تایلندی و با ۱۲۵ آیتم و ۹ خرده‌مقیاس تهیه شده است، در ترکیه به ابزاری با ۱۰ خرده‌مقیاس و ۸۳ آیتم تغییر یافته است (اردوران و کورور^۴، ۲۰۲۲). همچنین مقیاس سنجش مهارت‌های زندگی^۵ (سوباسری و راداکریشن^۶، ۲۰۱۴) برای نوجوانان هندی، بر اساس مدل سازمان جهانی بهداشت با ۱۰ خرده‌مقیاس و ۱۰۰ آیتم طراحی شده و ضریب اعتبار کل آن به روش همگونی درونی ۸۴/۰ گزارش شده است. این ابزار در فیلیپین با استفاده از روایی صوری و محتوایی مورد تأیید قرار گرفته و همگونی درونی آن ۰/۹۲ به دست آمده است (پاهیلنگا^۷ و همکاران، ۲۰۲۳).

پرسش‌نامه ده مهارت زندگی (خدادادی و همکاران، ۱۳۹۰) بر اساس مدل سازمان جهانی بهداشت تهیه شده و دارای ۱۰۰ آیتم است. اگرچه ضریب آلفای کرونباخ برای کل ابزار بالا و قابل قبول است (۰/۹۰)، ضرایب همگونی درونی برای خرده‌مقیاس‌ها بسیار پایین گزارش شده‌اند. این اختلاف نشان می‌دهد که همگنی آیتم‌ها در خرده‌مقیاس‌ها مشکل‌ساز است و ممکن است خرده‌مقیاس‌ها نتوانند به‌طور کامل و دقیق ابعاد مختلف مهارت‌های زندگی را ارزیابی کنند. این ضعف می‌تواند به کاهش اعتبار تفکیکی ابزار منجر شود و دقت نتایج حاصل از خرده‌مقیاس‌ها را تحت تأثیر قرار دهد. همچنین روش نمونه‌گیری در دسترس می‌تواند منجر به سوگیری نمونه شود و قابلیت تعمیم نتایج را محدود کند (هینکین^۸، ۱۹۹۸؛ فیلد^۹، ۲۰۱۴). مقیاس ملی مهارت‌های زندگی دانشجویان (اکبری زردخانه و همکاران، ۱۳۹۳) نیز بر اساس مدل سازمان جهانی بهداشت تهیه شده و دارای ویژگی‌های روان‌سنجی مناسبی است. این مقیاس با ۶۰ آیتم و ۱۰ خرده‌مقیاس از ضرایب اعتبار خرده‌مقیاس‌ها در دامنه‌ای متوسط تا بالا و روایی ملاکی مناسب برخوردار بوده است و برای دانشجویان دختر و پسر جدول‌های هنجاری دارد. از آنجا که نوجوانان از لحاظ ویژگی‌های ادراکی، هیجانی، شناختی و رفتاری، تفاوت‌هایی با گروه دانشجویان دارند (گیسینگر^{۱۰}، ۱۹۹۴)، این پژوهش به دنبال انطباق و بررسی ویژگی‌های روان‌سنجی این مقیاس برای دانش‌آموزان دوره متوسطه است.

روش

این پژوهش از نظر هدف جزو پژوهش‌های بنیادی است و از لحاظ شیوه گردآوری داده‌ها، توصیفی - پیمایشی محسوب می‌شود (سرمد و همکاران، ۱۳۸۰).

مشارکت‌کنندگان

جامعه آماری شامل تمامی دانش‌آموزان شهر تهران در سال تحصیلی ۱۴۰۲-۱۴۰۳ است. روش نمونه‌گیری در این پژوهش از نوع خوشه‌ای چندمرحله‌ای بود؛ به این صورت که ابتدا از بین مناطق آموزش و پرورش شهر تهران، چهار منطقه ۱۱، ۱۲، ۱۴ و ۱۵ انتخاب شدند و سپس از هر منطقه، مدارس متوسطه دوره اول و دوم (دخترانه و پسرانه) به‌عنوان خوشه‌های نهایی انتخاب گردیدند. در مرحله مقدماتی پژوهش (بررسی روایی صوری و اجرای اولیه)، ۲۰۰ دانش‌آموز (۱۰۰ دختر و ۱۰۰ پسر) به‌صورت کاغذ - مدادی مورد آزمون قرار گرفتند. در این مرحله، برای بررسی روایی صوری و کیفی ابزار از روش گروه کانون متمرکز با حضور گروه‌های ۱۲ نفره از نوجوانان در ۴ مدرسه استفاده شد تا ابهامات عبارات برطرف و جمله‌بندی‌ها بهینه‌سازی شود. در مرحله نهایی، به روش تصادفی‌سازی خوشه‌ای چندمرحله‌ای و بر اساس نظر روکت و فالیسارد^{۱۱} (۲۰۱۱)، برای تحلیل عاملی اکتشافی و برای تحلیل عاملی تأییدی، ۴۰۰ نفر انتخاب شدند (بندلوس^{۱۲}، ۲۰۱۴). به‌منظور جمع‌آوری داده‌ها، پس از اخذ تأییدیه‌های دانشگاهی (استاد راهنما، معاونت آموزشی و تحصیلات تکمیلی دانشکده روان‌شناسی و حراست کل دانشگاه)، مجوز رسمی از اداره کل آموزش و پرورش شهر تهران دریافت شد. با توجه به عدم امکان حضور پژوهشگر خانم در دبیرستان‌های پسرانه، فرایند اجرای پرسش‌نامه در مدارس پسرانه با همکاری پژوهشگری آقا (پس از طی مراحل مشابه اخذ مجوز) صورت گرفت. در نهایت، با ارائه مجوز اداره کل به ادارات آموزش و پرورش مناطق ۱۱، ۱۲، ۱۴ و ۱۵ و کسب مجوز نهایی مکتوب، به مدارس هدف مراجعه شد و پس از جلب رضایت مدیر و هماهنگی‌های لازم، پرسش‌نامه‌ها اجرا گردیدند.

شیوه اجرا

فرایند اجرای پژوهش در دو مرحله ساخت^{۱۳} و استانداردسازی^{۱۴} انجام گرفت. در مرحله نخست، تدوین بانک آیتم (شامل ۳۱۵ آیتم) و نسخه پیش‌مقدماتی (شامل ۱۰۰ آیتم) بر اساس مدل مفهومی سازمان جهانی بهداشت تهیه شد. روایی محتوایی آیتم‌ها توسط متخصصان روان‌شناسی بررسی و آیتم‌ها از لحاظ رعایت قواعد نگارش توسط متخصص ادبیات بررسی شدند. همچنین روایی صوری آیتم‌ها در خلال جلسات بحث گروهی با

¹ Hambleton

² life skills scale

³ Erawen

⁴ Erduran, & Korur

⁵ The life skills assessment scale

⁶ Subasree & Radhakrishnan

⁷ Pahilanga

⁸ Hinkin

⁹ Field

¹⁰ Geisinger

¹¹ Rouquette & Falissard

¹² Bandalos

¹³ development

¹⁴ standardization

دانش‌آموزان بررسی شد. پس از بازنگری و ایجاد، تغییرات لازم در آیت‌ها انجام شد و تعداد آن‌ها به ۱۰۰ آیت (۱۰ آیت برای هر مهارت) رسید. در ادامه برای آماده‌سازی مقیاس، نسخه مقدماتی در نمونه‌ای ۲۰۰ نفری از نوجوانان اجرا و تحلیل آیت‌ها انجام و نسخه مقدماتی با ۸۰ آیت ایجاد شد. شرط حذف آیت، برقراری پنج ملاک از هشت ملاک حاضر مقرر شد: میانگین آیت‌ها خارج از فاصله دو انحراف استاندارد دامنه پاسخ آیت؛ انحراف استاندارد کمتر از ۵/۰؛ نمرات استاندارد کجی و کشیدگی به ترتیب بالاتر از ۳ و ۵؛ ضریب همبستگی با نمره کل کمتر از ۰/۱؛ مجذور ضریب همبستگی چندگانه کمتر از ۰/۳۰؛ افزایش ضریب آلفای کرونباخ پس از حذف آیت و انتخاب یک گزینه واحد به عنوان پاسخ از سوی بیش از نیمی از مشارکت‌کنندگان (اکبری زردخانه و همکاران، ۱۳۹۶ و ۱۴۰۱).

در مرحله استانداردسازی، اجرای نسخه مقدماتی در نمونه ۸۰۰ نفری از جامعه هدف (۴۰۰ دختر و ۴۰۰ پسر) در شهر تهران اجرا شد. برای بررسی روایی همگرای مقیاس، از شرکت‌کنندگان خواسته شد در زمان پاسخگویی به نسخه مقدماتی مقیاس مهارت‌های زندگی، به یک ابزار دیگر نیز پاسخ دهند. ابزار همراه شامل مقیاس همدلی و همدردی نوجوانان (ووزن و همکاران، ۲۰۱۵) و مهارت‌های زندگی (خدادادی و همکاران، ۱۳۹۰) بود.

داده‌های جمع‌آوری شده توسط نسخه ۴.۲.۳ زبان برنامه‌نویسی آر (تیم مرکزی آر^۱، ۲۰۲۴) و نرم‌افزار ام‌پلاس^۲ (موتن و موتن^۳، ۲۰۲۴-۱۹۹۸) مورد تحلیل قرار گرفتند. در این فرایند ابتدا تحلیل گمشده‌ها^۴ انجام شد و سپس برای شناسایی پاسخ‌های نامعتبر^۵، بسته کرلیس^۶ (زایللیس و پاترسون^۷، ۲۰۲۰) و در ادامه، تحلیل آیت^۸ (اکبری زردخانه و همکاران، ۱۳۹۸) انجام شد.

برای انجام تحلیل عاملی اکتشافی و تحلیل عاملی تأییدی، گروه نمونه به روش سولومون^۹ (لورنزو^{۱۰}، ۲۰۲۱) به دو نیمه معادل (گروه مدرج‌سازی^{۱۱} و روایی‌یابی^{۱۲}) تقسیم گردید. روش سولومون الگوریتمی مبتنی بر محاسبه فواصل کوادراتیک^{۱۳} (مجذوری) است که کل نمونه را به جای تقسیم تصادفی ساده، به دو نیمه کاملاً هم‌تا و متوازن از نظر ویژگی‌های روان‌سنجی و توزیع متغیرها تقسیم می‌کند. برای اجرای تحلیل عاملی اکتشافی در گروه مدرج‌سازی از بسته سایک^{۱۴} (رول^{۱۵}، ۲۰۲۱) و برای تحلیل عاملی تأییدی با داده‌های گروه روایی‌یابی از نرم‌افزار ام‌پلاس^{۱۶} استفاده شد. برای بررسی تغییرناپذیری اندازه‌گیری^{۱۷} در گروه‌های دختران و پسران، چهار نوع تغییرناپذیری پیکربندی^{۱۸}، متریک^{۱۹}، اسکالر^{۲۰} و استریک^{۲۱} مورد بررسی قرار گرفتند. در انتها، پس از نهایی‌سازی ساختار مقیاس، روایی همگرای آن با آزمون‌های ملاک و از طریق محاسبه ضریب همبستگی با زبان برنامه‌نویسی آر تحلیل شد.

ابزارها

مقیاس مهارت‌های زندگی (خدادادی و همکاران، ۱۳۹۰): این ابزار بر اساس مدل سازمان جهانی بهداشت برای سنجش مهارت‌های ده‌گانه زندگی در دانش‌آموزان دبیرستانی تهیه شده و شامل ۱۰ خرده‌مقیاس و ۱۰۰ آیت است. ضریب اعتبار کل این ابزار به روش آلفای کرونباخ ۰/۹۰ و ضریب بازآزمایی آن ۰/۸۱ گزارش شده است. همچنین ضرایب همگونی درونی خرده‌مقیاس‌های ده‌گانه آن در دامنه ۰/۳۳ تا ۰/۶۵ است. در پژوهش حاضر، سه خرده‌مقیاس تصمیم‌گیری، حل مسئله و خودآگاهی این ابزار استفاده شده است.

مقیاس همدلی و همدردی نوجوانان (ووزن و همکاران، ۲۰۱۵): این ابزار دارای ۱۲ آیت است که سه خرده‌مقیاس همدلی شناختی، همدلی عاطفی و همدردی را در یک طیف لیکرت پنج درجه‌ای می‌سنجد. ووزن و همکاران ضریب همگونی درونی این خرده‌مقیاس‌ها را به ترتیب ۰/۸۶، ۰/۷۵ و ۰/۷۶ گزارش کرده‌اند. نسخه فارسی این ابزار توسط نیرماني و همکاران (۱۳۹۶) تهیه شده است. تحلیل عاملی تأییدی، شواهد روایی سازه را فراهم کرد. ضریب آلفای کرونباخ کل مقیاس ۰/۸۲ و خرده‌مقیاس‌های همدلی شناختی، عاطفی و همدردی به ترتیب ۰/۸۴، ۰/۸۱ و ۰/۷۸ به دست آمده است.

¹ R Core Team

² Mplus

³ Muthén & Muthén

⁴ missing

⁵ invalid responses

⁶ careless

⁷ Zeileis & Paterson

⁸ item analysis

⁹ solomon method

¹⁰ Lorenzo

¹¹ scaling group

¹² validation group

¹³ quadratic intervals

¹⁴ psych

¹⁵ Revelle

¹⁶ Mplus

¹⁷ measurement invariance

¹⁸ configural invariance

¹⁹ metric invariance

²⁰ scalar invariance

²¹ strict invariance

یافته‌ها

در تحلیل آیت‌های نسخه پیش‌مقدماتی (با ۱۰۰ آیت)، ضریب آلفای کرونباخ کل مقیاس ۰/۸۸ به دست آمد که نشان‌دهنده همگونی درونی مناسب مقیاس است. طبق معیارهای اکبری زردخانه و همکاران (۱۳۹۶ و ۱۴۰۱)، تمامی آیت‌ها از نظر آماری برای حضور در مقیاس نهایی مناسب تشخیص داده شدند. با این حال، با توجه به روان‌سنجی کلاسیک مبنی بر اینکه مقیاس‌های کوتاه‌تر فرسودگی آزمودنی را کاهش و نرخ پاسخ‌دهی معتبر را افزایش می‌دهند، تعدیل تعداد آیت‌ها در دستور کار قرار گرفت. به همین منظور، کل ۱۰۰ آیت واجد کفایت آماری مجدداً توسط متخصصان روان‌شناسی مورد ارزیابی کیفی و محتوایی قرار گرفتند. در این غربالگری کیفی، از هر خرده‌مقیاس ۲ آیتی که در مقایسه با سایر آیت‌ها قرابت مفهومی و همپوشانی بالایی با دیگر عبارات داشتند یا در زمان اجرای اولیه برای برخی از دانش‌آموزان واجد ابهامات جزئی در درک سازه بودند، شناسایی و حذف شدند. در نتیجه این فرایند بهینه‌سازی کیفی، تعداد سؤالات مقیاس بدون آسیب به روایی سازه، به ۸۰ عبارت کاهش یافت. در تحلیل داده‌های حاصل از اجرای نسخه مقدماتی ۸۰ آیتی نیز ضریب آلفای کرونباخ کل مقیاس در سطح ۰/۸۸ تثبیت گردید که نشان می‌دهد حذف این آیت‌ها خللی در ضریب اعتبار و همگونی درونی ابزار ایجاد نکرده و ویژگی‌های روان‌سنجی نسخه نهایی کاملاً تأیید شده است.

برای تحلیل عاملی اکتشافی، از ماتریس ضرایب همبستگی پلی‌کوریک^۱ استفاده شد. شاخص کفایت نمونه‌گیری کایزر-مایر-اولکین^۲ (کی‌ام‌ا) برابر با ۰/۶۷ و در حد متوسط و قابل قبول به دست آمد. در ادامه به پیشنهاد واتکینز^۳ (۲۰۲۱)، شاخص کی‌ام‌ا برای تک‌تک آیت‌ها مورد بررسی قرار گرفت تا آن دسته از آیت‌هایی که ممکن است در تحلیل عاملی اختلال ایجاد کنند، شناسایی شوند. نتایج این بررسی نشان داد که این شاخص برای دوازده آیت کمتر از مقدار ۰/۵۰ محاسبه شده است؛ لذا این دوازده آیت از تحلیل کنار گذاشته شدند (لورنزو و فرناندو^۴، ۲۰۲۱). شاخص کی‌ام‌ا کل برای آیت‌های جدید ۰/۷۸ و برای آیت‌ها بین ۰/۵۴ و ۰/۸۹ و در سطح خوب و قابل قبول به دست آمد (کیسر، ۱۹۷۴؛ لورنزو و فرناندو، ۲۰۲۱). آزمون کرویت بارتلت^۵ (با مقدار خی‌دو برابر ۱۱۳۷۲/۹۹ و درجه آزادی ۲۳۴۶) نشان‌دهنده تناسب ماتریس همبستگی برای تحلیل عاملی اکتشافی است (تاباکنیک و فیدل^۶، ۲۰۱۹).

برای دستیابی به ساختار اکتشافی داده‌ها در گروه مدرج‌سازی، از مدل تحلیل عامل مشترک^۷ استفاده شد (ویدامن^۸، ۲۰۱۸). در همین راستا، از روش‌های عامل‌یابی^۹ حداقل مربعات وزنی^{۱۰}، حداقل مربعات وزنی تعمیم‌یافته^{۱۱}، عامل‌یابی محور اصلی^{۱۲} و عامل‌یابی شباهت حداکثری^{۱۳} و همچنین روش‌های چرخش^{۱۴} مایل و متعامد برای تعیین ساختار ساده استفاده شد (گورساک^{۱۵}، ۱۹۸۳). برای تعیین تعداد عوامل نیز از تحلیل موازی^{۱۶} (هورن^{۱۷}، ۱۹۶۵)، نمودار صخره‌ای^{۱۸} (کتل^{۱۹}، ۱۹۶۶)، حداقل متوسط جزئی^{۲۰} (ولیسر^{۲۱}، ۱۹۷۶) و نمودار تحلیل شبکه‌ای^{۲۲} (گولینو و اپسکمپ^{۲۳}، ۲۰۱۷) بهره گرفته شد. نتایج تحلیل موازی و نمودار صخره‌ای وجود هشت عامل، روش حداقل متوسط جزئی، پنج و نمودار تحلیل شبکه‌ای، چهار عامل را پیشنهاد دادند. در نهایت، تعداد چهار تا ده عامل وارد تحلیل و از نظر آماری و نظری مقایسه شدند.

پس از بررسی ۱۷۵ ساختار حاصل از انواع چرخش و روش‌های عامل‌یابی، ساختار پنج عاملی حاصل از روش شباهت حداکثری و چرخش خوشه‌ای^{۲۴} که پتانسیل ساختار ساده^{۲۵} (ترستون^{۲۶}، ۱۹۷۴) را دارا بود و با سازه نظری انطباق مناسب‌تری داشت، به عنوان ساختار نهایی حاصل از تحلیل عاملی اکتشافی انتخاب شد. عوامل حاصل را می‌توان به ترتیب مهارت‌های شناختی، مهارت کنترل خشم، مهارت همدلی، مهارت مقابله با استرس و مهارت ارتباط بین فردی نام نهاد. این پنج عامل در مجموع ۳۲ درصد واریانس نمرات را تبیین کردند (جدول ۱).

- 1 polychoric
- 2 Kaiser-Meyer-Olkin (KMO)
- 3 Watkins
- 4 Lorenzo & Ferrando
- 5 Bartlett
- 6 Tabachnick & Fidell
- 7 common factor analysis model
- 8 Widaman
- 9 extraction method
- 10 weighted least squares
- 11 generalized weighted least
- 12 principal axis
- 13 maximum likelihood

- 14 rotation
- 15 Gorsuch
- 16 parallel analysis
- 17 Horn
- 18 scree plot
- 19 Cattell
- 20 Minimum Average Partial (MAP)
- 21 Velicer
- 22 network analysis plot
- 23 Golino & Epskamp
- 24 cluster
- 25 simple structure
- 26 Thurstone

جدول ۱

مشخصات عوامل مستخرج از تحلیل عاملی اکتشافی					
عوامل	یکم	دوم	سوم	چهارم	پنجم
یکم	۱				
دوم	۰/۳۵	۱			
سوم	۰/۲۵	-۰/۱۹	۱		
چهارم	۰/۳۲	۰/۲۶	-۰/۱۰	۱	
پنجم	۰/۵۴	۰/۲۲	۰/۲۷	۰/۲۰	۱
مقادیر ویژه	۷/۳۲	۴/۲۷	۳/۳۷	۳/۳۰	۳/۱۴
واریانس مشترک پس از چرخش	۰/۳۴	۰/۲۰	۰/۱۶	۰/۱۵	۰/۱۵
درصد تبیین واریانس تراکمی	۰/۱۱	۰/۱۷	۰/۲۲	۰/۲۷	۰/۳۲

در بررسی ماتریس همبستگی درونی عوامل (جدول ۱) مشخص شد که بیشتر روابط بین ابعاد ابزار، مثبت و مستقیم است. با این حال، همبستگی‌های منفی و بسیار ضعیفی نیز میان برخی عوامل دیده می‌شود؛ از جمله رابطه عامل دوم با سوم $r = -0.19$ و عامل سوم با چهارم $r = -0.10$. با توجه به ناچیز بودن این ضرایب، این روابط معکوس مخل ساختار عاملی و روایی ابزار نیستند.

در ساختار ساده نهایتاً ۲۳ آیتم در عامل اول، ۶ آیتم در عامل دوم، ۶ آیتم در عامل سوم، ۶ آیتم در عامل چهارم و ۶ آیتم در عامل پنجم حضور داشتند (جدول ۲). بررسی ضرایب اعتبار به روش امگا نشان داد کلیه آن‌ها از ضرایب همگونی درونی مناسبی در بازه ۰/۶۹ (عامل پنجم) تا ۰/۸۷ (عامل یکم) برخوردار هستند (دولیس و تروپ، ۲۰۲۲).

جدول ۲

نمونه‌ای از بارگذاری آیتم‌ها در عوامل ساختار ساده						
نشانه‌گر آیتم	عامل یکم	عامل دوم	عامل سوم	عامل چهارم	عامل پنجم	ضریب تشخیص
تصمیم‌گیری منطقی	۰/۷۵					۰/۵۳
تفکر در فواید و ضررها	۰/۶۷					۰/۳۸
فهمیدن مسئله	۰/۶۱					۰/۳۹
راه‌حل‌های مختلف	۰/۵۱					۰/۳۵
بهتر از دیگران بودن	۰/۴۳					۰/۲۲
فهمیدن مسئله		۰/۶۹				۰/۶۰
راه‌حل‌های مختلف		۰/۶۶				۰/۳۶
بهتر از دیگران بودن		۰/۶۶				۰/۴۵
دودلی			۰/۷۶			۰/۵۷
مهارت‌های اجتماعی			۰/۶۱			۰/۳۶
صمیمیت با افراد جدید			۰/۴۸			۰/۲۲
ارتباط چشمی	۰/۲۶		۰/۳۲			۰/۳۰
بهتر از دیگران بودن				۰/۷۰		۰/۵۶
تلافی کردن				۰/۵۸		۰/۳۹
آسیب به دیگران				۰/۴۷		۰/۲۷
فهم احساس دیگران				۰/۴۱		۰/۲۱
انجام کارها در زمان اضطراب					۰/۵۴	۰/۳۸
دودلی					۰/۴۶	۰/۳۰
صمیمیت با افراد جدید					۰/۳۹	۰/۲۳
تفکر در فواید و ضررها					۰/۳۱	۰/۲۴

برای بررسی روایی ساختار عاملی، تحلیل عاملی تأییدی بر داده‌های گروه روایی‌یابی اجرا شد. مدل‌های رقیب شامل مدل پنج عاملی حاصل از تحلیل عاملی اکتشافی و مدل ده عاملی نظری بودند. شاخص‌های برازش در نظر گرفته‌شده در این تحلیل شامل شاخص‌های برازش آماره خی‌دو، شاخص

¹ Chi Square statistic

برازش مقایسه‌ای^۱ (بنتلر^۲، ۱۹۹۰)، شاخص برازش غیرنرمال^۳ (بنتلر و بونت^۴، ۱۹۸۰)، ریشه میانگین مربعات خطای تقریب^۵ (استیگر^۶، ۱۹۹۰)، شاخص تاکر-لویس^۷ (تاکر و لویس، ۱۹۷۳)، ریشه میانگین مربعات خطای تقریب با فاصله اطمینان^۸ ۹۰ درصد (هو و بنتلر^۹، ۱۹۹۹) و ریشه میانگین مجذور باقی‌مانده استاندارد^{۱۰} (هو و بنتلر، ۱۹۹۸) بودند. بررسی نتایج جدول ۳ نشان می‌دهد که مدل پنج عاملی در اکثر شاخص‌ها، برازش بهتری نسبت به مدل ده عاملی کسب کرده است؛ برای مثال، ΔTLI (+۰/۰۹) و ΔCFI (+۰/۰۹) قابل توجه که تأییدی بر این نتیجه‌گیری است (چونگ و رنولد^{۱۱}، ۲۰۰۲). با این حال، این شاخص‌ها در سطح قابل قبولی قرار ندارند (مارش^{۱۲} و همکاران، ۲۰۰۴). برای رفع این محدودیت، برازش مدل پنج عاملی از طریق روش مدل‌سازی معادلات ساختاری اکتشافی^{۱۳} مورد بررسی قرار گرفت (مارش و همکاران، ۲۰۱۴). از سوی دیگر، به‌منظور بررسی احتمال وجود عاملی کلی که اثر مستقیمی بر آیتم‌ها دارد، اما هیچ اثری بر عوامل پنج‌گانه ندارد، برازش مدل پنج عاملی توسط تحلیل تأییدی دو عاملی^{۱۴} و تحلیل مدل‌سازی معادلات ساختاری اکتشافی دو عاملی، مد نظر قرار گرفت. جدول ۳ نشان می‌دهد که مدل‌سازی معادلات ساختاری اکتشافی دو عاملی، بهترین برازش را نسب به سایر مدل‌های رقیب کسب کرده است؛ بنابراین، به‌عنوان ساختار نهایی انتخاب می‌شود.

جدول ۳

شاخص‌های برازش مدل‌های رقیب در تحلیل تأییدی

مدل	χ^2 (df)	CFI	TLI	RMSEA [CI ۹۰٪]	SRMR
پنج عاملی	۱۷۴۵/۸۴ (۱۰۲۴)	۰/۸۶	۰/۸۵	۰/۰۴ [۰/۰۳۹؛ ۰/۰۴۵]	۰/۰۷
ده عاملی	۴۸۱۹/۲۹ (۳۰۳۵)	۰/۷۶	۰/۷۵	۰/۰۴ [۰/۰۳۶؛ ۰/۰۴۰]	۰/۰۸
معادلات ساختاری اکتشافی	۱۱۶۸/۱۳ (۸۵۶)	۰/۹۴	۰/۹۲	۰/۰۳ [۰/۰۲۶؛ ۰/۰۳۴]	۰/۰۴
دو عاملی تأییدی	۱۷۵۱/۴۱ (۹۸۷)	۰/۸۵	۰/۸۳	۰/۰۴ [۰/۰۴۱؛ ۰/۰۴۷]	۰/۰۷
معادلات ساختاری اکتشافی دو عاملی	۱۰۳۱/۱۷ (۸۱۴)	۰/۹۶	۰/۹۴	۰/۰۳ [۰/۰۲۱؛ ۰/۰۳۱]	۰/۰۴

بررسی نتایج جدول ۴ نشان می‌دهد که عامل کلی با بارگذاری آیتم‌ها بین ۰/۰۲ تا ۰/۶۰ (میانگین برابر با ۰/۳۶) و امگای ترکیبی مبتنی بر مدل^{۱۵} ۰/۹۱، به‌خوبی توسط اکثر آیتم‌ها تعریف شده است. شایان ذکر است که در بررسی مدل‌ها، مدل‌سازی معادلات ساختاری اکتشافی دو عاملی بارهای عاملی معمولاً کوچک‌تر هستند؛ زیرا هر آیتم می‌بایست بر دو عامل (کلی و اختصاصی) بارگذاری داشته باشد (فدا^{۱۶} و همکاران، ۲۰۱۷). در همین راستا، بر اساس جدول ۴، عامل‌ها به‌خوبی توسط آیتم‌های مرتبط تعریف شده‌اند.

جدول ۴

نمونه‌ای از مشخصات آیتم‌ها در مدل‌سازی معادلات ساختاری اکتشافی دو عاملی

نشانهگر آیتم	G	S _۱	S _۲	S _۳	S _۴	S _۵	R ^۲	ضریب امگا
تصمیم‌گیری منطقی	۰/۵۱	۰/۲۵	۰/۱۰	-۰/۰۸	-۰/۰۷	-۰/۱۸	۰/۳۷	
تفکر در فواید و ضررها	۰/۵۴	۰/۳۴	-۰/۰۱	-۰/۰۲	۰/۰۶	-۰/۰۷	۰/۴۲	
فهمیدن مسئله	۰/۵۱	۰/۰۳	-۰/۰۳	۰/۰۳	-۰/۰۳	-۰/۰۹	۰/۲۷	۰/۹۱
راه‌حل‌های مختلف	۰/۵۹	-۰/۲۱	۰/۰۳	-۰/۰۲	۰/۰۴	-۰/۰۶	۰/۴۰	
بهتر از دیگران بودن	۰/۴۹	۰/۰۹	-۰/۱۰	-۰/۰۱	-۰/۰۲	-۰/۰۳	۰/۲۶	
دعوا و درگیری	۰/۱۶	۰/۱۲	۰/۶۷	-۰/۰۷	۰/۲۱	-۰/۰۶	۰/۵۴	
تلافی کردن	۰/۱۰	۰/۱۲	۰/۶۰	-۰/۰۵	-۰/۱۵	۰/۱۱	۰/۴۲	۰/۹۲
آسیب به دیگران	۰/۰۴	۰/۱۳	۰/۶۹	-۰/۰۵	۰/۰۶	۰/۰۶	۰/۵۰	
فهم احساس دیگران	۰/۲۶	-۰/۱۵	-۰/۱۰	۰/۶۴	-۰/۱۶	۰/۰۵	۰/۵۳	۰/۹۱

1 Comparative Fit Index (CFI)

2 Bentler

3 Non_Normed Fit Index (NNFI)

4 Bentler & Bonett

5 root mean square error of approximation

6 Steiger

7 Tucker-Lewis Index (TLI)

8 confidence interval (CI)

9 Hu & Bentler

10 Standardized Root Mean Square Residual (SRMR)

11 Cheung & Rensvold

12 Marsh

13 exploratory structural equation modeling (ESEM)

14 bifactor

15 omega coefficient of model-based composite reliability

16 Fadda

مدل سازی معادلات ساختاری اکتشافی دو عاملی								نشانگر آیتم
ضریب امگا	R^2	S_5	S_7	S_8	S_9	S_1	G	
	۰/۵۰	۰/۱۰	۰/۰۰	۰/۶۶	۰/۰۷	-۰/۰۴	۰/۲۳	تشخیص علت ناراحتی
	۰/۳۲	۰/۱۱	-۰/۰۷	۰/۴۵	-۰/۲۴	۰/۱۸	۰/۱۱	رازهای دوستان
	۰/۳۴	-۰/۰۱	-۰/۲۳	۰/۴۸	۰/۰۷	۰/۰۴	۰/۲۴	خود را جای دیگران گذاشتن
	۰/۴۷	-۰/۰۶	۰/۵۸	-۰/۲۱	۰/۰۳	۰/۱۱	۰/۲۷	ناراحتی از مسائل بی‌مورد
۰/۹۱	۰/۴۰	۰/۰۰	۰/۴۶	-۰/۱۵	۰/۲۰	-۰/۱۸	۰/۳۱	انجام کارها در زمان اضطراب
	۰/۳۲	۰/۲۱	۰/۴۱	-۰/۱۶	۰/۰۸	۰/۱۶	۰/۲۳	دودلی
	۰/۱۵	۰/۰۲	۰/۳۰	۰/۰۸	۰/۱۸	۰/۱۴	-۰/۰۲	نیاز به عجله
	۰/۶۶	۰/۶۸	۰/۱۸	۰/۰۷	۰/۰۰	۰/۰۵	۰/۴۰	مهارت‌های اجتماعی
۰/۹۱	۰/۱۶	۰/۳۲	-۰/۰۶	۰/۰۳	۰/۰۴	-۰/۰۷	۰/۲۱	صمیمیت با افراد جدید
	۰/۳۱	۰/۲۹	۰/۰۲	۰/۱۷	۰/۰۶	۰/۲۱	۰/۳۹	رفتار مناسب
	۰/۱۶	۰/۲۷	۰/۰۲	۰/۰۹	۰/۰۲	-۰/۰۹	۰/۲۶	ارتباط چشمی

توضیحات: G عاملی کلی و S_1 تا S_9 عوامل اختصاصی ۱ تا ۵ و R^2 ضریب تشخیص

ساختار نهایی (جدول ۵) نشان می‌دهد که ضرایب اعتبار خرده‌مقیاس‌های ساختار نهایی در کل نمونه پژوهش (۸۰۰ نفر) در محدوده ۰/۶۰ تا ۰/۸۶ برای ضریب آلفا و ۰/۷۲ تا ۰/۸۷ برای ضریب امگا است که تمام این مقادیر در محدوده متوسط تا خوب قرار دارند (دولیس و تروپ، ۲۰۲۲). همچنین همبستگی اصلاح‌شده آیتم‌ها با نمره کل خرده‌مقیاس در محدوده ۰/۲۱ تا ۰/۵۷ محاسبه شده است.

جدول ۵

نمونه‌ای از آیتم‌ها و مشخصات ساختار و ضرایب اعتبار مقیاس نهایی

عامل	نشانگر آیتم	میانگین	انحراف	همبستگی با	ضریب	ضریب امگا
یکم	بهرتر از دیگران بودن	۳/۱۵	۰/۸۱	۰/۳۹	۰/۸۶	۰/۸۷
	راه‌حل‌های مختلف	۲/۸۴	۰/۸۱	۰/۴۵		
	فهمیدن مسئله	۳/۱۹	۰/۸۴	۰/۴۶		
	تفکر در فواید و ضررها	۲/۹۹	۰/۹۳	۰/۴۷		
دوم	تصمیم‌گیری منطقی	۲/۷۷	۰/۹۱	۰/۴۹	۰/۸۶	۰/۸۷
	دعوا و درگیری	۳/۱۸	۰/۹۷	۰/۵۶		
	تلافی کردن	۲/۳۰	۱/۰۲	۰/۴۵		
	آسیب به دیگران	۲/۹۵	۱/۰۸	۰/۵۵		
سوم	فهم احساس دیگران	۲/۹۴	۰/۹۱	۰/۵۷	۰/۷۴	۰/۸۲
	تشخیص علت ناراحتی	۲/۹۱	۰/۹۰	۰/۴۷		
	رازهای دوستان	۲/۹۷	۰/۹۳	۰/۳۳		
	خود را جای دیگران گذاشتن	۲/۹۸	۰/۹۲	۰/۳۷		
چهارم	ناراحتی از مسائل بی‌مورد	۲/۵۲	۱/۰۵	۰/۴۱	۰/۷۱	۰/۷۴
	انجام کارها در زمان اضطراب	۲/۷۲	۱/۰۳	۰/۳۴		
	دودلی	۲/۲۹	۰/۸۹	۰/۳۸		
	نیاز به عجله	۲/۱۵	۱/۰۰	۰/۲۵		
پنجم	مهارت‌های اجتماعی	۲/۷۷	۰/۹۲	۰/۴۸	۰/۶۰	۰/۷۲
	صمیمیت با افراد جدید	۲/۹۵	۰/۹۷	۰/۳۵		
	رفتار مناسب	۲/۸۰	۰/۸۶	۰/۳۰		
	ارتباط چشمی	۳/۱۵	۰/۹۴	۰/۲۸		

برای بررسی میزان استقلال خرده‌مقیاس‌های حاصل، ضرایب همبستگی بین آن‌ها بررسی شد. جدول ۶ نشان می‌دهد که همه عوامل با عامل کلی، همبستگی مثبت و معنادار دارند. بالاترین همبستگی میان مهارت‌های شناختی و عامل کلی ($r=0/90$) و کمترین همبستگی میان همدلی و عامل کلی ($r=0/41$) است.

جدول ۶

همبستگی بین عوامل ساختار نهایی					
۱	۲	۳	۴	۵	۶
عامل کلی					
مهارت‌های شناختی	۰/۹۰**				
کنترل خشم	۰/۴۶**	۰/۲۰**			
همدلی	۰/۴۱**	۰/۳۴**	-۰/۱۱**		
مقابله با استرس	۰/۴۲**	۰/۲۳**	۰/۳۲**	-۰/۲۳**	
ارتباط بین فردی	۰/۶۰**	۰/۴۸**	۰/۰۷*	۰/۲۴**	۰/۰۵
میانگین	۱۲۹/۵۴	۶۴/۶۳	۱۶/۱۹	۱۸/۱۴	۱۴/۱۱
انحراف استاندارد	۱۵/۲۹	۹/۴۶	۴/۱۱	۳/۴۷	۳/۶۲

* معنادار در سطح کمتر پنج صدم $p < 0/05$ ** معنادار در سطح کمتر یک هزارم $p < 0/001$

در تحلیل تغییرناپذیری اندازه‌گیری، نتایج تغییرناپذیری پیکربندی نشان داد که ساختار کلی مقیاس برای هر دو گروه پسران و دختران یکسان است و مدل پیکربندی برای هر دو گروه، برازش یکسانی دارد. نتایج تغییرناپذیری متریک حاکی از آن است که وزن‌های عاملی در هر دو گروه مشابه هستند؛ به این معنا که ساختار مکنون موجود در ساختار نهایی ابزار در گروه پسران و دختران یکسان عمل می‌کند. نتایج تغییرناپذیری اسکالر نیز نشان داد تفاوت‌های میانگین عوامل در هر دو گروه معنادار نیستند. در نهایت، نتایج تحلیل تغییرناپذیری استریک نشان می‌دهد خطاهای اندازه‌گیری در هر دو گروه یکسان است.

جدول ۷

نتایج تحلیل تغییرناپذیری اندازه‌گیری

مدل تغییرناپذیری	χ^2 (df)	CFI	TLI	RMSEA [90% CI]	SRMR
پیکربندی	۲۲۴۳/۰۶ (۱۷۱۶)	۰/۹۵	۰/۹۳	۰/۰۲۸ [۰/۰۲۴؛ ۰/۰۳۱]	۰/۰۴
متریک	۳۷۰/۰۱ (۲۴۶)	۰/۹۵	۰/۹۴	۰/۰۲۶ [۰/۰۲۳؛ ۰/۰۲۹]	۰/۰۵
اسکالر	۲۴۹۸/۶۸ (۱۹۶۲)	۰/۹۵	۰/۹۴	۰/۰۲۶ [۰/۰۲۳؛ ۰/۰۲۹]	۰/۰۵
استریک	۲۵۸۸/۷۹ (۲۰۰۹)	۰/۹۴	۰/۹۴	۰/۰۲۷ [۰/۰۲۴؛ ۰/۰۳۰]	۰/۰۵

بر اساس مبانی نظری مدل سازمان جهانی بهداشت، انتظار می‌رود نمره کل مهارت‌های زندگی و خرده‌مقیاس‌های آن، رابطه مثبت و معناداری با متغیرهای شناختی - رفتاری، مانند تصمیم‌گیری، حل مسئله و خودآگاهی، داشته باشند؛ چراکه این مهارت‌ها به‌طور مستقیم بر ارتقای سلامت روان و سازگاری اجتماعی تأثیرگذار هستند. با این حال، در خصوص سازه «همدلی عاطفی»، پیشینه پژوهشی نشان می‌دهد که واکنش‌های احساسی و عاطفی شدید اگر با مهارت‌های خودتنظیمی همراه نباشند، لزوماً با مهارت‌های انطباقی زندگی همسو نخواهند بود و ممکن است به درماندگی شخصی منجر شوند (آیزنبرگ^۱، ۲۰۰۰)؛ بنابراین، انتظار نظری پژوهش حاضر بر همگرایی مثبت ابزار با ابعاد شناختی و همبستگی ضعیف یا معکوس با ابعاد صرفاً عاطفی بنا شد.

برای آزمون این انتظارات نظری و سنجش روایی همگرا، همبستگی نمره عامل کلی و پنج عامل اختصاصی ابزار با مقیاس‌های تصمیم‌گیری، حل مسئله، خودآگاهی، همدلی شناختی، همدلی عاطفی و همدردی بررسی شد. نتایج نشان داد که عامل کلی با تمامی خرده‌مقیاس‌ها همبستگی مثبت و معناداری دارد؛ به‌جز خرده‌مقیاس همدلی عاطفی که همبستگی معکوس و معنادار دارد.

جدول ۸

ضرایب روایی همگرا

مؤلفه	تصمیم‌گیری	حل مسئله	خودآگاهی	همدلی شناختی	همدلی عاطفی	همدردی
عامل کلی	۰/۵۹**	۰/۶۲**	۰/۵۶**	۰/۴۰**	-۰/۱۷*	۰/۲۱**
مهارت‌های شناختی	۰/۵۵**	۰/۵۷**	۰/۴۸**	۰/۳۵**	-۰/۰۳	۰/۲۵**
کنترل خشم	۰/۳۴**	۰/۳۱**	۰/۳۲**	۰/۰۴	-۰/۳۲**	-۰/۰۴
همدلی	۰/۰۲	۰/۲۴**	۰/۲۶**	۰/۷۱**	۰/۲۵**	۰/۳۱**
مقابله با استرس	۰/۴۲**	۰/۳۹**	۰/۳۶**	-۰/۱۴*	-۰/۵۵**	-۰/۲۶**
ارتباط بین فردی	۰/۲۰**	۰/۳۱**	۰/۲۴**	۰/۲۳**	۰/۰۶	۰/۲۶**

* معنادار در سطح کمتر پنج صدم $p < 0/05$ ** معنادار در سطح کمتر یک هزارم $p < 0/001$ ¹ Eisenberg

بحث و نتیجه‌گیری

پژوهش حاضر با هدف تهیه ابزاری برای پایش مهارت‌های زندگی نوجوانان ۱۲ تا ۱۸ سال انجام شد. تحلیل آیت‌ها در دو اجرای مقدماتی و نهایی نشان داد که تمام آیت‌ها از کفایت آماری لازم برخوردار هستند. این نتایج نشان‌دهنده این است که آیت‌های تدوین‌شده با توزیع آماری صفات سازه در جمعیت دانش‌آموزان همخوانی داشته‌اند (دولیس، ۲۰۱۷)؛ به بیان دقیق‌تر، این همخوانی به معنای آن است که آیت‌های ابزار به‌طور مؤثری توانسته‌اند ویژگی‌ها و مهارت‌های مورد نظر را در گروه هدف (نوجوانان) به‌درستی اندازه‌گیری کنند. در واقع، توزیع نمرات آزمودنی‌ها بر اساس این آیت‌ها نشان‌دهنده آن است که آزمون نه تنها به‌خوبی تفاوت‌های فردی را در سطح مهارت‌های زندگی منعکس می‌کند، بلکه از لحاظ روان‌سنجی نیز قادر است نمرات معتبری ارائه دهد که به تمایز میان سطوح مختلف مهارت‌های زندگی در جمعیت مورد بررسی کمک کند.

بررسی ماتریس ضرایب همبستگی پلی‌کوریک مورد استفاده برای تحلیل عاملی اکتشافی نشان داد فرض ماتریس همانی رد می‌شود. شاخص کایزر-مایر-اولکین نشان‌دهنده نسبت واریانس متغیرها است که ممکن است به علت وجود عوامل مشترک باشد و مشخص می‌کند که هر متغیر تا چه حد توسط دیگر متغیرها قابل پیش‌بینی است (واتکینز، ۲۰۲۰). این شاخص برای ابزار پژوهش مناسب بود و حاکی از کفایت همبستگی بین نشانگرها برای استخراج عوامل تبیین‌کننده این همبستگی‌ها است (موودودو و سینک^۱، ۲۰۱۳؛ واتسون^۲، ۲۰۱۷). در تحلیل عاملی اکتشافی، از ۱۷۵ ساختار شناسایی‌شده، ساختاری با پنج عامل از طریق روش شباهت حداکثری و چرخش خوشه‌ای به‌عنوان ساختار نهایی انتخاب شد. این انتخاب بر اساس نظم بارگذاری آیت‌ها و معنابخشی عوامل انجام شد تا سازه‌های روان‌شناختی معنادار و همسو با مدل مفهومی ابزار به نمایش گذاشته شوند (فلورا و فلیک^۳، ۲۰۱۷). روش شباهت حداکثری در مقایسه با سایر روش‌های استخراج عامل‌ها، مانند روش مؤلفه‌های اصلی یا حداقل مربعات غیروزی، به دلیل بهره‌گیری از برآوردهای مبتنی بر مدل، قادر است ساختارهای پیچیده‌تری را شناسایی و عوامل استخراج‌شده را به‌طور دقیق‌تر با ماتریس همبستگی داده‌ها منطبق کند (فلورا و فلیک، ۲۰۱۷). این ویژگی به معنای آن است که عامل‌های استخراج‌شده با استفاده از روش شباهت حداکثری از لحاظ روان‌سنجی، نمایانگر دقیق‌تری از سازه‌های زیربنایی هستند و می‌توانند واریانس مشترک بین متغیرها را بهتر تبیین کنند. در مقابل، روش‌هایی مانند مؤلفه‌های اصلی عمدتاً بر کاهش ابعاد داده‌ها تمرکز دارند و ممکن است در استخراج عوامل مفهومی و تفسیرپذیر محدودیت‌هایی داشته باشند (برون، ۲۰۱۵). از سوی دیگر، استفاده از چرخش خوشه‌ای به‌عنوان چرخشی مایل در این پژوهش به دلیل فرض ماهیت همبسته سازه‌های علوم انسانی، انتخابی مناسب بوده است. این روش در مقایسه با چرخش‌های متعامد مانند واریماکس، انعطاف‌پذیری بیشتری در شناسایی روابط بین عوامل ارائه می‌دهد و امکان همبستگی بین عوامل را فراهم می‌کند (واتسون، ۲۰۱۷). در واقع، چرخش خوشه‌ای باعث می‌شود ساختار نهایی ابزار همسو با مدل مفهومی و نظری پژوهش باشد و بتواند سازه‌های مرتبط را به‌صورت دقیق‌تر و با معنابخشی بیشتر نشان دهد. این در حالی است که چرخش‌های متعامد مانند واریماکس، با فرض استقلال کامل عوامل، ممکن است در تفسیر سازه‌های پیچیده‌ای که در آن‌ها همبستگی بین عوامل وجود دارد، ناکارآمد باشند (موودودو و سینک، ۲۰۱۳).

تحلیل عاملی تأییدی روی داده‌های نمونه روایی‌یابی انجام شد. مدل اولیه ده عاملی به‌عنوان ساختار رقیب مورد استفاده قرار گرفت. هدف از این کار، بررسی ضرورت استفاده از ساختارهای پیچیده‌تر و در صورت نیاز، ارزیابی عدم انطباق بین ساختار نظری و ساختار واقعی داده‌ها برای دستیابی به درکی دقیق‌تر از مدل غالب در جامعه هدف بود (برون^۴، ۲۰۱۵). از سوی دیگر، به‌منظور بررسی احتمال وجود عاملی کلی که اثر مستقیمی بر آیت‌ها دارد، اما هیچ اثری بر عوامل پنج‌گانه ندارد، برازش مدل پنج عاملی توسط تحلیل تأییدی دو عاملی نیز به‌عنوان مدل رقیب مورد مطالعه قرار گرفت. همچنین به دلیل محدودیت روش‌های تحلیل عاملی تأییدی که در آن بارگذاری هر آیت تنها بر یک عامل محدود می‌گردد، محققان بررسی برازش مدل‌ها را از طریق روش مدل‌سازی معادلات ساختاری اکتشافی پیشنهاد داده‌اند (مارش^۵ و همکاران، ۲۰۱۴)؛ لذا در این مطالعه برازش مدل‌های پنج عاملی و دو عاملی از طریق روش مدل‌سازی معادلات ساختاری اکتشافی نیز به‌عنوان مدل‌های رقیب مورد بررسی قرار گرفت.

در تحلیل عاملی تأییدی، ساختار دو عاملی با پنج عامل اختصاصی و یک عامل کلی حاصل از مدل‌سازی معادلات ساختاری اکتشافی با برازش بهتر نسبت به دیگر رقبا به‌عنوان ساختار نهایی ابزار تأیید گردید. در این ساختار، آیت‌های پنج خرده‌مقیاس تصمیم‌گیری، تفکر انتقادی، حل مسئله، تفکر خلاق و خودآگاهی، با یکدیگر ادغام و یک عامل واحد را تشکیل دادند (عامل یکم). در نهایت، با توجه به ماهیت‌شناختی این پنج خرده‌مقیاس، عامل ایجاد شده مهارت‌های شناختی نام گرفت. برخی پژوهشگران معتقد هستند سازه‌های همبسته باید به‌صورت مستقل در نظر گرفته شوند (وچلر^۶ و همکاران، ۲۰۱۸). از سوی دیگر، عدم تفکیک این مهارت‌ها و تشکیل عاملی واحد را می‌توان ناشی از عدم توانایی آیت‌ها در تمییز درک دانش‌آموزان از سازه مورد بررسی، استفاده از نشانگرهای نامناسب و یا عبارت‌پردازی‌های نامناسب دانست (موسی^۷، ۲۰۱۷؛ اکبری زردخانه و همکاران، ۱۳۹۷). ادغام این خرده‌مقیاس‌ها در پژوهش حاضر، افزون بر پدیده‌های روان‌سنجی نظیر همپوشانی بالای آیت‌ها در ادراک نوجوانان، با تکیه بر بافتار تربیتی و ساختار نظام آموزشی و خانواده نیز قابل تبیین است. در نظام تحصیلی و پرورشی حاکم، مهارت‌های شناختی عالی (مانند تفکر انتقادی، حل مسئله و

1 Mvududu & Sink

2 Watson

3 Flora & Flake

4 Brown

5 Marsh

6 Wechsler

7 Moses

تصمیم‌گیری) غالباً به‌طور یکپارچه، هم‌زمان و تفکیک‌نشده و بیشتر در قالب راهبردهای معطوف به پیشرفت تحصیلی به دانش‌آموزان آموزش داده می‌شوند. این همگرایی در فرایند «جامعه‌پذیری شناختی» که توسط نهاد مدرسه و ساختار خانواده شکل می‌گیرد، سبب می‌شود تا نوجوانان این مقوله‌ها را به‌عنوان سازه‌هایی مجزا و مستقل پردازش نکنند، بلکه آن‌ها را در قالب یک کل منسجم و درهم‌تنیده از توانمندی‌های ذهنی ادراک کنند و بروز دهند (گاوین^۱؛ ۲۰۰۱؛ راگوف^۲؛ ۲۰۰۳؛ دمتریو^۳ و همکاران، ۲۰۱۱). از سوی دیگر، چهار خرده‌مقیاس کنترل خشم، مقابله با استرس، همدلی و ارتباط بین فردی، به‌صورت تفکیک‌شده چهار عامل مستقل را تشکیل دادند؛ لذا می‌توان نتیجه گرفت ابزار نهایی در شناسایی و تفکیک مهارت‌های هیجانی، توانمندی بهتری دارد.

در همین راستا، بررسی ماتریس همبستگی درونی عوامل ابزار (جدول ۱) نشان داد که اگرچه روابط ساختاری غالباً مثبت و مستقیم است، همبستگی‌های منفی و ضعیفی میان عامل دوم (کنترل خشم) با عامل سوم (همدلی) $r = -0.19$ و نیز عامل سوم (همدلی) با عامل چهارم (مقابله با استرس) $r = -0.10$ وجود دارد. از منظر ویژگی‌های رشدی دوره نوجوانی و روان‌شناسی تحولی، این ناهم‌سویی‌های ضعیف قابل تبیین است. از یک سو، سازه کنترل خشم متمرکز بر مهار تکانه و بازداري رفتاری است، در حالی که مهارت همدلی به‌عنوان سازه‌ای متمایل به پردازش عاطفی عمیق، نیازمند حساسیت متقابل و گشودگی هیجانی است؛ لذا تمرکز بالینی بر مهار بیرونی رفتارهای تکانه‌ای در نوجوانان ممکن است به‌صورت موقت با کاهش ظرفیت پدیدارشناختی درک دنیای عاطفی دیگران ملازم شود (گراس^۴؛ ۲۰۰۲؛ کامرون^۵ و همکاران، ۲۰۱۹). از سوی دیگر، رابطه معکوس و ضعیف میان مهارت همدلی و مقابله با استرس را می‌توان بر اساس پدیده «بازداري عاطفی» و «درماندگی شخصی» تبیین کرد؛ بدین معنا که حساسیت و تأثیرپذیری بالای عاطفی ناشی از همدلی، گاهی با افزایش درماندگی شخصی، کارایی راهبردهای منطقی مقابله با استرس را در نوجوان به چالش می‌کشد (دیویس^۶؛ ۱۹۸۳؛ آیزنبرگ، ۲۰۰۰). با این حال، این تمایزات جهتی بسیار ضعیف، نشان‌دهنده استقلال نسبی مؤلفه‌ها و بازتابی از ساختار تحولی چندبعدی نوجوان است و خللی به روایی درون‌زاد ابزار وارد نمی‌کند (کلاوین^۷؛ ۲۰۱۵).

ارزیابی همگونی درونی ساختار نهایی ضریب آلفای کرونباخ برای خرده‌مقیاس‌ها در محدوده‌ای قابل قبول تا خوب قرار داشت و ضرایب امگای مک‌دونالد (دولیس، ۲۰۱۷)، همگونی آیت‌ها را از خوب تا عالی نشان داد. میان عوامل ساختار نهایی، بیشترین ضریب همگونی درونی متعلق به عوامل یکم (مهارت‌های شناختی) و دوم (کنترل خشم) بود. این امر را در عامل یکم می‌توان به تعداد بیشتر آیت‌ها نسبت داد. با افزایش تعداد آیت‌ها، ضریب همگونی درونی نیز افزایش می‌یابد (دولیس، ۲۰۱۷). از سوی دیگر، بالا بودن ضریب همگونی درونی عامل دوم نسبت به دیگر عوامل با تعداد آیت برابر، حاکی از هماهنگی بالای آیت‌های اختصاص‌یافته به خرده‌مقیاس کنترل خشم است؛ به بیان دیگر، این آیت‌ها به‌طور دقیق و منسجم سازه کنترل خشم را اندازه می‌گیرند که نشان‌دهنده این است که این خرده‌مقیاس به‌خوبی طراحی شده است و آیت‌ها به شکلی همگرا به بررسی جنبه‌های مختلف کنترل خشم می‌پردازند. به نظر می‌رسد که دلیل بالا بودن ضریب آلفا و امگا در آیت‌های مهارت کنترل خشم، به وضوح بیشتر و عینی‌تر بودن این آیت‌ها مربوط است. ضریب همگونی درونی سایر عوامل نیز در حد قابل قبولی قرار دارند. با این حال، می‌توان به‌منظور افزایش همگونی درونی، افزایش تعداد آیت‌ها و همچنین دقیق‌تر نمودن نشانگان آیت‌ها را در دستور کار قرار داد (دولیس، ۲۰۱۷).

از سوی دیگر، یافته‌های حاصل از بررسی تغییرناپذیری اندازه‌گیری نشان داد که مقیاس مهارت‌های زندگی نوجوانان تغییرناپذیری کاملی بین دو گروه پسران و دختران دارد. این یافته‌ها به پژوهشگران اجازه می‌دهد که بدون نگرانی از تأثیر تفاوت‌های ساختاری در عملکرد مقیاس، تفاوت‌های جنسیتی را به‌صورت معنادار و دقیق بررسی کنند. با توجه به تأیید تغییرناپذیری استریک می‌توان نتیجه گرفت که این مقیاس از اعتبار بالایی برای استفاده در پژوهش‌های مربوط به مقایسه جنسیتی برخوردار است و نتایج مرتبط با این مقیاس قابل اعتماد هستند (چن^۸ و همکاران، ۲۰۰۵).

برای سنجش روایی همگرا، ضریب همبستگی نمرات عامل کلی و پنج عاملی اختصاصی از ساختار نهایی با مقیاس‌های تصمیم‌گیری، حل مسئله، خودآگاهی، همدلی شناختی، همدلی عاطفی و همدردی، محاسبه شد. ضریب همبستگی عامل کلی نشان‌دهنده همبستگی مستقیم و قوی با خرده‌مقیاس‌های تصمیم‌گیری، حل مسئله و خودآگاهی است که نشان‌دهنده هم‌سویی بالای نمره عامل کلی با این خرده‌مقیاس‌ها است. همچنین همبستگی عامل کلی با خرده‌مقیاس‌های همدلی شناختی و همدردی، با وجود معناداری در سطح متوسط قرار دارد که می‌توان گفت این محدوده ممکن است نشان‌دهنده همپوشانی جزئی بین سازه‌ها باشد. در این حالت، همگرایی وجود دارد؛ اما مقیاس‌ها برخی جنبه‌های متفاوت از یک سازه را اندازه‌گیری می‌کنند که نشان‌دهنده روایی همگرای متوسط است (کمپبل و فیسک^۹؛ ۱۹۵۹). از سوی دیگر، همبستگی عامل کلی با خرده‌مقیاس همدلی عاطفی به‌صورت معکوس به دست آمد که می‌توان در تبیین این امر اشاره کرد که برخی مهارت‌های زندگی، مانند مقابله با استرس و حل مسئله، ممکن است فرد را به سمت استفاده از راهکارهای منطقی و عقلانی سوق دهند. این امر ممکن است منجر به کاهش توجه به جنبه‌های احساسی و عاطفی در

1 Gauvain

2 Rogoff

3 Demetriou

4 Gross

5 Cameron

6 Davis

7 Kline

8 Chen

9 Campbell & Fiske

برخورد با مسائل شود که می‌تواند به کاهش همدلی عاطفی منجر شود. از منظر روان‌شناسی رشد، این یافته با ساختار تحولی خودتنظیمی هیجانی و پختگی سیستم عصبی - شناختی در دوره نوجوانی تبیین‌پذیر است. مطالعات عصب‌شناسی رشد نشان می‌دهند که با تکامل تدریجی قشر پیش‌پیشانی مخ و رشد تفکر انتزاعی در سنین نوجوانی، ظرفیت مدیریت تکانه‌ها و مهار هیجانات منفی افزایش می‌یابد (استاینبرگ^۱، ۲۰۰۵؛ کیسی^۲ و همکاران، ۲۰۰۸). در واقع، بر اساس مدل‌های تحولی، توانمندسازی نوجوان در حوزه مهارت‌های زندگی موجب گذار از «همدلی عاطفی واکنشی» که اغلب به دلیل سرایت هیجانی با درماندگی شخصی همراه است، به سمت «تنظیم شناختی هیجان» می‌شود (دستی^۳، ۲۰۱۰)؛ بنابراین، رابطه معکوس مذکور نشان‌دهنده بی‌عاطفگی یا ضعف در ابراز نیست، بلکه بازتاب‌دهنده فرایند طبیعی جامعه‌پذیری نوجوان و حرکت از رفتارهای هیجان‌مدار ناپخته به سمت مدیریت سازگارانه و متعادل‌سازی عواطف در ساختار کلی مهارت‌های زندگی است.

رابطه نسبتاً قوی و معکوس عامل مقابله با استرس و همدلی عاطفی نشان می‌دهد که این دو غیرهمسو هستند. در همین راستا، شایان ذکر است که از میان ۸ آیتم منتسب به خرده‌مقیاس همدلی، تنها آیتم ۲ و ۳۲ به همدلی عاطفی اشاره داشتند که آیتم ۲ در مرحله تحلیل آیتم کنار گذاشته شد و آیتم ۳۲ (وقتی که دوستم ناراحت است، من هم ناراحت می‌شوم) پس از تحلیل اکتشافی، ذیل عامل مقابله با استرس قرار گرفت و پس از بررسی مجدد محتوا به منظور متعادل‌سازی تعداد آیتم‌ها، تصمیم گرفته شد تا در ساختار نهایی این آیتم با نمره‌گذاری معکوس ذیل عامل مقابله با استرس قرار گیرد. رابطه عامل اول (مهارت‌های شناختی) با خرده‌مقیاس‌های تصمیم‌گیری، حل مسئله و خودآگاهی، گواه از وجود همسویی قوی است (هدایتی^۴ و همکاران، ۲۰۱۹؛ اوراکچی^۵، ۲۰۲۳) که می‌توان نتیجه گرفت این ابزار در شناسایی مهارت‌های شناختی به‌عنوان یک نمره کل می‌تواند موفق باشد. همبستگی قوی بین عامل سوم (همدلی) و همدلی شناختی نشان می‌دهد که این ابزار در سنجش سازه مهارت همدلی شناختی می‌تواند موفق باشد. ضریب همبستگی عامل دوم (کنترل خشم) و عامل چهارم (مقابله با استرس) با سه خرده‌مقیاس تصمیم‌گیری، حل مسئله و خودآگاهی گواه است بر وجود همسویی متوسط؛ بدین معنا که با سازه کلی همسو هستند؛ اما جنبه‌های مختلفی از مهارت‌های زندگی را ارزیابی می‌کنند (کمپیل و فیسک، ۱۹۵۹). از سوی دیگر، ضریب همبستگی ارتباط بین فردی وجود همسویی متوسط با مقیاس حل مسئله را نشان می‌دهد.

در مجموع، این ابزار توانسته است ابعاد هیجانی را به‌خوبی تفکیک کند و در شناسایی مهارت‌های هیجانی، مانند کنترل خشم، همدلی و مقابله با استرس، عملکرد موفقی داشته باشد. با این حال، اگرچه شاخص‌ها نشان می‌دهند که این ابزار در ارزیابی عامل کلی مهارت‌های شناختی موفق بوده است، در تفکیک و اندازه‌گیری ابعاد مستقل، مانند تصمیم‌گیری، تفکر نقادانه و حل مسئله، توانسته است به‌طور کامل و دقیق موفق عمل کند. پیشنهاد می‌شود مطالعات آینده بر طراحی سؤالات جدید و بهینه‌سازی فرایندها برای بهبود تفکیک ابعاد شناختی تمرکز کنند. پژوهش‌ها نشان داده‌اند که هر دو بعد شناختی و هیجانی خودآگاهی، در زندگی روزمره، تصمیم‌گیری‌ها و روابط اجتماعی تأثیرگذار هستند و تعامل میان آن‌ها برای رشد مهارت‌های زندگی حیاتی است (سالوی و مایر^۶، ۱۹۹۰). به همین دلیل، پیشنهاد می‌شود در ساخت نسخه‌های آتی ابزار مهارت‌های زندگی نوجوانان برای اندازه‌گیری مؤلفه خودآگاهی، به هر دو بعد شناختی و غیرشناختی توجه ویژه‌ای شود و نشانگرهای مناسب برای سنجش آن‌ها بیابیم. از این رو، توصیه می‌شود که خودآگاهی به‌صورت جامع و تلفیقی از هر دو بعد سنجیده شود تا ارزیابی دقیق‌تری از مهارت‌های فرد حاصل شود. از سوی دیگر، پیشنهاد می‌شود فرایندی مشابه به‌منظور بهبود آیتم‌های خرده‌مقیاس مقابله با هیجانات منفی صورت گیرد تا از نسخه‌های آتی این ابزار بتوان به ارزیابی این مؤلفه نیز پرداخت.

ونهوون^۷ (۱۹۹۶) بر این باور است که مشارکت‌کنندگان ممکن است به دلیل تفاوت‌های زبانی یا فرهنگی، در درک واژه‌ها، تفسیر سؤالات یا مفهوم‌سازی یک سازه، اختلافاتی داشته باشند. این تفاوت‌ها می‌توانند بر پاسخ‌دهی به آیتم‌های مقیاس‌های مهارت‌های زندگی نیز تأثیر بگذارند (کیس و اندو^۸، ۲۰۲۳)؛ لذا نتایج اجرای بین فرهنگی این ابزارها بدون بررسی تغییرناپذیری^۹ آن‌ها می‌تواند منجر به تفسیرپذیرهایی با اطمینان پایین شوند (چونگ و رنولد^{۱۰}، ۲۰۰۲). همچنین این نکته برای گروه‌های جنسیتی و سنی نیز پیشنهاد شده است (فر^{۱۱}، ۲۰۲۲)؛ بنابراین، برای رفع این محدودیت پیشنهاد می‌شود مطالعات آتی تغییرناپذیری این مقیاس را در فرهنگ‌ها و گروه‌های سنی مد نظر قرار دهند. از دیگر محدودیت‌های این پژوهش می‌توان به عدم استفاده از روش‌های دیگر سنجش اعتبار، مانند اعتبار مجدد^{۱۲} یا دونیمه‌سازی^{۱۳}، اشاره کرد که به ارزیابی ثبات نمرات ابزار در طول زمان و در گروه‌های مشخص می‌پردازند (دولیس، ۲۰۱۷). بررسی این شاخص‌ها می‌تواند اطمینان استفاده از این ابزار را در مطالعاتی نظیر ارزیابی اثربخشی برنامه‌های آموزشی و اصلاح رفتار افزایش دهد؛ زیرا اطمینان حاصل می‌شود که تغییرات نمرات مشارکت‌کنندگان ناشی از اجرای مداخله است و نه تأثیر عواملی مانند خطای اندازه‌گیری.

1 Steinberg

2 Casey

3 Decety

4 Hidayati

5 Orakci

6 Salovey & Mayer

7 Veenhoven

8 Kase & Endo

9 measurement invariance

10 Cheung & Rensvold

11 Furr

12 test-retest reliability

13 split-half reliability

سپاس‌گزاری

نویسندگان مقاله بر خود لازم می‌دانند از مسئولان محترم اداره کل آموزش و پرورش شهر تهران، کارشناسان حراست برای بررسی، تأیید سؤالات و تسهیل فرایند صدور مجوزها و همچنین معاونت آموزشی و تحصیلات تکمیلی دانشکده علوم تربیتی و روان‌شناسی دانشگاه شهید بهشتی، صمیمانه تشکر نمایند. همچنین از زحمات بی‌شائبه مدیران، معاونان، مشاوران مدارس مناطق ۱۱، ۱۲، ۱۴ و ۱۵ تهران و به‌ویژه دانش‌آموزان عزیزی که با صبوری و دقت بالا به پرسش‌نامه‌ها پاسخ دادند و هسته اصلی این استانداردسازی را رقم زدند، قدردانی می‌گردد.

ملاحظات اخلاقی

مجوز رسمی و کتبی اجرای این طرح از سوی اداره کل آموزش و پرورش شهر تهران صادر و پس از بررسی و تأیید نهایی آیت‌ها توسط حراست اداره کل آموزش و پرورش شهر تهران، مجوز مکتوب ارائه شد. به‌منظور رعایت اصول اخلاقی، پیش از گردآوری داده‌ها، رضایت مدیران مدارس و مشارکت دانش‌آموزان پس از بیان هدف پژوهش جلب شد. گردآوری داده‌ها در دبیرستان‌های دخترانه توسط پژوهشگر خانم و در دبیرستان‌های پسرانه با همکاری پژوهشگر آقا انجام پذیرفت. به‌منظور حفظ مطلق حریم خصوصی، هیچ‌گونه اطلاعات هویت‌شناسایی روی فرم‌های آزمون ثبت نگردید و داده‌ها صرفاً به‌صورت گروهی و ناشناس تحلیل شدند.

حامی مالی

این پژوهش مطالعه‌ای مستقل بوده و بدون دریافت هیچ‌گونه حمایت مالی یا اعتباری از سازمان‌ها، نهادهای بخش‌های دولتی یا خصوصی، انجام شده است.

مشارکت نویسندگان

طراحی ایده اولیه، تدوین روش پژوهش، مدیریت فرایند پژوهش، نظارت و هدایت پژوهش و نگارش مقاله بر عهده نویسنده اول، فرایند هماهنگی اداری و جمع‌آوری داده‌ها، همچنین نگارش متن اولیه و اصلاح کلیه نسخه‌ها توسط نویسنده دوم، کمک به بهبود روش پژوهش، پرورش و ارتقای متن مقاله توسط نویسنده سوم، اجرای تحلیل‌های آماری نیز توسط نویسنده دوم و چهارم انجام شد. گردآوری داده‌ها توسط نویسنده دوم و پنجم انجام شد. کلیه نسخه‌های مقاله توسط کلیه نویسندگان مطالعه و مورد تأیید قرار گرفت.

تعارض منافع

نویسندگان تصریح می‌نمایند که در مراحل طراحی، اجرا، تحلیل داده‌ها و نگارش این مقاله، هیچ‌گونه تضاد و تعارض منافع (اعم از مالی، شخصی، سازمانی یا دانشگاهی) وجود ندارد و این پژوهش کاملاً مستقل از هرگونه سوگیری تجاری یا منافع پنهان انجام شده است.

منابع

- اسدپور، ف.، ابوالقاسمی، ش و اکبری، ب. (۱۳۹۴). هنجاریابی آزمون مهارت‌های زندگی. *روان‌شناسی معاصر*. ۱۰ (ویژه‌نامه)، ۶۸-۷۱.
- اکبری زردخانه، س.، آل‌بویه، م.، زنگنه، ع.م.، منصورکیایی، ن.، جلالت دانش، م و مهدوی، م. (۱۳۹۶). نسخه گزارش ولدین مقیاس سلامت روان‌شناختی کودکان: مطالعه مقدماتی ساخت و بررسی ویژگی‌های روان‌سنجی. *فصلنامه سلامت روان‌شناختی کودک*. ۴(۴)، ۱۵۲-۱۶۴.
- اکبری زردخانه، س.، دلاور، ع.، یعقوبی، ح و سهرابی اسمرودی، ف. (۱۳۹۴). نسخه مقدماتی مقیاس ملی مهارت‌های زندگی برای جمعیت دانشجویی: تحلیل آیت، ساختار عاملی اکتشافی و ضرایب اعتبار. *فصلنامه پژوهش‌های کاربردی روان‌شناختی*. ۶(۲)، ۱۵-۳۸.
- اکبری زردخانه، س.، دلاور، ع.، یعقوبی، ح.، سهرابی اسمرودی، ف و عطاری، م. (۱۳۹۵). استانداردسازی مقیاس مهارت‌های زندگی در جمعیت دانشجویان. *مجله روان‌شناسی*. ۲۰(۴)، ۳۹۳-۴۰۸.
- اکبری زردخانه، س.، زنگنه، ع.م.، منصور کیایی، ن.، مهدوی، م.، اصائلو، ش.، جلالت دانش، م.، طهماسبی گرمستانی، س و طیمری‌فرد، ع. (۱۳۹۷). ساخت و بررسی ویژگی‌های روان‌سنجی مقیاس مقدماتی خودگزارشی مشکلات سلامت روان‌شناختی نوجوانان در ایران. *فصلنامه پژوهش در سلامت روان‌شناختی*. ۱۲(۴)، ۱۰۹-۹۴.
- اکبری زردخانه، س.، سجادی اناری، س.س.، منصور کیایی، ن.، زنگنه، ع.م و جلالت دانش، م. (۱۴۰۱). نسخه اولیه گزارش معلم مقیاس سلامت روان‌شناختی نوجوان ایرانی: ساخت و ارزشیابی روان‌سنجی. *فصلنامه سنجش و پژوهش در مشاوره کاربردی*. ۴(۳)، ۱-۱۷.
- سرمد، ز.، بازرگان، ع و حجازی، ا. (۱۳۸۰). *روش‌های تحقیق در علوم رفتاری*. چاپ اول. تهران: انتشارات آگاه.

References

- Akbari Zardkhaneh, S., Alebouyeh, M., Zanganeh, A. M., Mansourkiaee, N., Jalalat Danesh, M., & Mahdavi, M. (2018). Parent-report version of children's cognitive-mental health scale: A preliminary study of development and psychometric properties. *Journal of Child Mental Health*, 4(4): 152-164. (Persian)

- Akbari Zardkhaneh, S., Delavar, A., Yaghobi, H., & Sohrabi Esmaroudi, F. (2015). Preliminary version of national life skills scale for student population: Item analysis, exploratory factor structure and reliability coefficients. *Journal of Applied Psychological Research*, 6(2): 15-38. (Persian)
- Akbari Zardkhaneh, S., Delavar, A., Yaghobi, H., Sohrabi Esmaroudi, F., & Attari, M. (2017). Standardization of life skills scale in student population. *Journal of Psychology*, 20(4): 393-408. (Persian)
- Akbari Zardkhaneh, S., Sajjadi Anari, S. S., Mansour Kiaee, N., Zanganeh, A. M., & Jalalat Danesh, M. (2022). The initial teacher-report version of the Iranian adolescent mental health scale: Construction and psychometric evaluation. *Assessment and Research in Applied Counseling*, 4(3): 1-17. (Persian)
- Akbari Zardkhaneh, S., Zanganeh, A. M., Mosavar Kiaee, N., Mahdavi, M., Osanloo, S., Jalalat Danesh, M., Tahmasebi Garmatani, S., & Teymouri Fard, A. (2019). Development and psychometric evaluation of the preliminary adolescent self-report scale of psychological health problems in Iran. *Research in Psychological Health*, 12(4): 94-109. (Persian)
- Asadpour, F., Abolghasemi, S., & Akbari, B. (2015). Standardization of life skills test. *Modern Psychology*, 10(Special Issue): 68-71. (Persian)
- Bentler, P. M. (1990). Comparative fit indexes in structural models. *Psychological Bulletin*, 107 (2), 238-246.
- Bentler, P. M., & Bonett, D. G. (1980). Significance tests and goodness-of-fit in the analysis of covariance structures. *Psychological Bulletin*, 88 (4): 588-606.
- Botvin, G. J., Eng, A., & Williams, C. L. (1980). Preventing the onset of cigarette smoking through life skills training. *Preventive Medicine*, 9 (1): 135-143.
- Botvin, G. J., & Griffin, K. W. (2007). School-based programmers to prevent alcohol, tobacco and other drug use. *International Review of Psychiatry*, 19(6): 607-615.
- Brandts, J., & Garofalo, O. (2012). Gender pairings and accountability effects. *Journal of Economic Behavior & Organization*, 83 (1): 31-41.
- Brown, T. A. (2015). *Confirmatory Factor Analysis for Applied Research*. Guilford Publications, 2nd ed.
- Cameron, C. D., Hutcherson, C. A., Ferguson, A. M., Scheffer, J. A., Hadzibeganovic, E. & Inzlicht, M. (2019). Empathy is hard work: People choose to avoid empathy because of its cognitive costs. *Journal of Experimental Psychology: General*, 148(6): 962-976.
- Campbell, D. T., & Fiske, D. W. (1959). Convergent and discriminant validation by the multitrait-multimethod matrix. *Psychological Bulletin*, 56(2): 81-105.
- Casey, B. J., Getz, S. & Galvan, A. (2008). The adolescent brain. *Developmental Review*, 28(1): 62-77.
- Cattell, R. B. (1966). The scree test for the number of factors. *Multivariate Behavioral Research*, 1(2): 245-276.
- Chen, F., Sousa, K. H., & West, S. G. (2005). Testing measurement invariance of second-order factor models. *Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal*, 12(3): 471-492.
- Cheung, G. W., & Rensvold, R. B. (2002). Evaluating Goodness-of-Fit Indexes for Testing Measurement Invariance. *Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal*, 9(2): 233-255.
- Cronin, L. D., & Allen, J. (2017). Development and initial validation of the life skills scale for sport. *Psychology of Sport and Exercise*, 28 (1): 105-119.
- Cronin, L., Allen, J., Ellison, P., Marchant, D., Levy, A., & Harwood, C. (2021). Development and initial validation of the life skills ability scale for higher education students. *Studies in Higher Education*, 46(6): 1011-1024.
- Davis, M. H. (1983). Measuring individual differences in empathy: Evidence for a multidimensional approach. *Journal of Personality and Social Psychology*, 44(1): 113-126.
- Decety, J. (2010). The neurodevelopment of empathy in humans. *Developmental Neuroscience*, 32(4): 257-267.
- Demetriou, A., Spanoudis, G. & Mouyi, A. (2011). Educating the developing mind: Towards an overarching paradigm. *Educational Psychology Review*, 23(4): 601-663.

- DeVellis, R. F. (2017). *Scale Development: Theory and Applications*. Sage Publications, 4th ed.
- DeVellis, R. F., & Thorpe, C. T. (2022). *Scale Development: Theory and Applications*. Sage Publications, 5th ed.
- Eisenberg, N. (2000). Emotion, regulation, and moral development. *Annual Review of Psychology*, 51(1): 665-697.
- Erawen, P. (2010). Developing life skills scale for high school students through mixed methods research. *European Journal of Scientific Research*, 47(2): 169-186.
- Fadda, D., Scalas, L. F., Meleddu, M., & Morin, A. J. S. (2017). A bifactor-ESEM representation of the Questionnaire for Eudaimonic Wellbeing. *Personality and Individual Differences*, 116(3): 216-222.
- Flora, D. B., & Flake, J. K. (2017). The purpose and practice of exploratory and confirmatory factor analysis in psychological research: Decisions for scale development and validation. *Canadian Journal of Behavioural Science / Revue canadienne des sciences du comportement*, 49(2): 78-88.
- Furr, R. M. (2022). *Psychometrics: An introduction*. Sage Publications, 4th ed.
- Gauvain, M. (2001). *The social context of cognitive development*. Guilford Press.
- Gayatri, Channaveer, R. M., & Lakshmana, G. (2017). Life skills education program among high school children: An intervention study. *Journal of Mental Health Education*, 4(2): 25-34.
- Geisinger, K. F. (1994). Cross-cultural normative assessment: translation and adaptation issues influencing the normative interpretation of assessment instruments. *Psychological Assessment*, 6(4): 304-312.
- Ghasemian, A., & Venkatesh Kumar, G. (2017). Effect of life skills training on psychological distress among male and female adolescent students. *Indian Journal of Health and Wellbeing*, 8(4): 279-282.
- Golino, H. F., & Epskamp, S. (2017). Exploratory graph analysis: A new approach for estimating the number of dimensions in psychological research. *PLoS ONE*, 12(6): 1-26.
- Gorsuch, R. L. (1983). *Factor analysis*. Lawrence Erlbaum Associates, 2nd ed.
- Gross, J. J. (2002). Emotion regulation: Affective, cognitive, and social consequences. *Psychophysiology*, 39(3): 281-291.
- Hambleton, R. K., Merenda, P. F., & Spielberger, C. D. (2005). *Adapting Educational and Psychological Tests for Cross-Cultural Assessment*. Lawrence Erlbaum Associates.
- Hidayati, N., Zubaidah, S., Suarsini, E., & Praherdhiono, H. (2019). Examining the Relationship between Creativity and Critical Thinking through Integrated Problem-based Learning and Digital Mind Maps. *Universal Journal of Educational Research*, 7(9): 171-179.
- Horn, J. L. (1965). A rationale and test for the number of factors in factor analysis. *Psychometrika*, 30(2): 179-185.
- Hu, L., & Bentler, P. M. (1999). Cutoff criteria for fit indexes in covariance structure analysis: Conventional criteria versus new alternatives. *Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal*, 6(1): 1-55.
- Hoskins, B., & Liu, L. (2019). *Measuring life skills in the context of Life Skills and Citizenship Education the Middle East and North Africa*. United Nations Children's Fund (UNICEF) and the World Bank.
- Iida, J., & Ishikuma, T. (2002). School-life skills scale: Development of a junior high school student form. *Japanese Journal of Educational Psychology*, 50(2): 225-236.
- Jegannathan, B., Dahlblom, K., & Kullgren, G. (2014). Outcome of a school-based intervention to promote life-skills among young people in Cambodia. *Asian Journal of Psychiatry*, 9(1): 78-84.
- Kase, T., & Endo, S. (2023). Cross-Cultural Validation of the Short Form of the Life Skills Scale for Adolescents and Adults in Adolescents in Four Countries. *Journal of Psychoeducational Assessment*, 41(4): 434-444.
- Kennedy, F., Pearson, D., Brett-Taylor, L., & Talreja, V. (2014). The life skills assessment scale: measuring life skills of disadvantaged children in the developing world. *Social Behavior and Personality: an international journal*, 42(2): 197-209.
- Kirchhoff, E., & Keller, R. (2021). AgeSpecific Life Skills Education in School: A Systematic Review. *Frontiers in Education*, 6(1): 660878.

- Kline, R. B. (2015). *Principles and practice of structural equation modeling*. Guilford publications, 4th ed.
- Kumkronglek, J., Sirisatayawong, P., & Chupradit, S. (2023). Effects of a Life Skills Enhancement Program on the Life Skills and Risk Behaviors of Social Media Addiction in Early Adolescence. *Clinical Practice and Epidemiology in Mental Health*, 19(1): e174501792305180.
- Langford, B. H., Badeau, S. H., & Legters, L. (2015). *Investing to improve the well-being of vulnerable youth and young adults: Recommendations for policy and practice*. Child Trends.
- Lau, J. S., Adams, S. H., Irwin, S. H., & Ozer, E. M. (2013). Receipt of preventive health services in young adults. *Journal of Adolescent Health*, 52(1): 42-49.
- Lorenzo-Seva, U. (2021). SOLOMON: a method for splitting a sample into equivalent subsamples in factor analysis. *Behavior Research Methods*, 53(6): 2291-2303.
- Lorenzo-Seva, U., & Ferrando, P. J. (2021). MSA: The Forgotten Index for Identifying Inappropriate Items Before Computing Exploratory Item Factor Analysis. *Methodology*, 17(4): 296-306.
- Marsh, H. W., Morin, A. J. S., Parker, P. D., & Kaur, G. (2014). Exploratory structural equation modeling: an integration of the best features of exploratory and confirmatory factor analysis. *Annual Review of Clinical Psychology*, 10(1): 85-110.
- McWhirter, J. J., McWhirter, B. T., McWhirter, E. H., & McWhirter, R. J. (2007). *At risk youth: A Comprehensive response for counsellors, teachers, psychologists, and human service professionals*. Thomson Brooks/Cole, 4th ed.
- Moses, T. (2017). A review of developments and applications in item analysis. *Advancing Human Assessment*, 2(1): 19-46.
- Muthén, L. K., & Muthén, B. O. (2023). *Mplus User's Guide*. Muthén & Muthén, 8th ed.
- Mvududu, N. H., & Sink, C. A. (2013). Factor Analysis in Counseling Research and Practice. *Counseling Outcome Research and Evaluation*, 4(2): 75-98.
- Naseri, A., & Babakhani, N. (2014). The effect of life skills training on physical and verbal aggression male delinquent adolescents marginalized in karaj. *Procedia - Social and Behavioral Sciences*, 116(1): 4875-4879.
- Nasheeda, A., Abdullah, H. B., Krauss, S. E., & Ahmed, N. B. (2019). A narrative systematic review of life skills education: effectiveness, research gaps and priorities. *International Journal of Adolescence and Youth*, 24(3): 362-379.
- Ndeti, D. M., Mutiso, V., Gitonga, I., Agudile, E., Tele, A., Birech, L., Musyimi, C., & McKenzie, K. (2019). World health organization life-skills training is efficacious in reducing youth self-report scores in primary school-going children in Kenya. *Early Intervention in Psychiatry*, 13(5): 1146-1154.
- Nollan, K. A., Horn, M., Downs, C., & Pecora, P. J. (2002). *Ansell-Casey Life Skills Assessment (ACLSA) and Life Skills Guidebook Manual*. Casey Family Programs.
- Nunnally, J. C., & Bernstein, I. H. (1994). *Psychometric theory*. McGraw-Hill, 3rd ed.
- Orakci, S. (2023). Structural relationship among academic motivation, academic self-efficacy, problem solving skills, creative thinking skills, and critical thinking skills. *Psychology in the Schools*, 60(7): 2173-2194.
- Osborne, J. W., & Fitzpatrick, D. C. (2012). Replication analysis in exploratory factor analysis: What it is and why it makes your analysis better. *Practical Assessment, Research, and Evaluation*, 17(1): 15-25.
- Pahilanga, L. L. V., Bual, J. M., & Madrigal, D. V. (2023). Life Skills of Filipino Emerging Adults of a Catholic Higher Education Institution in Central Philippines. *Indonesian Journal of Educational Research and Review*, 6(1): 148-160.
- Park, K. H., Kim, D. H., Kim, S. K., Yi, Y. H., Jeong, J. H., Chae, J., Hwang, J., & Roh, H. (2015). The relationships between empathy, stress and social support among medical students. *International Journal of Medical Education*, 6(1): 103-108.
- Pat, P., Sundberg, L. R., Jegannathan, B., & Sebastian, M. S. (2023). The Effect of A Life Skills Education Program on Mental Health and Social Competencies Among Young Prisoners In Cambodia: An Intervention Study. *International Journal of Psychiatry*, 8(1): 7-13.

- Revelle, W. (2021). *psych: Procedures for Personality and Psychological Research*. Northwestern University, Version 2.2.9.
- Rogoff, B. (2003). *The cultural nature of human development*. Oxford University Press.
- Salovey, P., & Mayer, J. D. (1990). Emotional intelligence. *Imagination, Cognition and Personality*, 9(3): 185-211.
- Sarmad, Z., Bazargan, A., & Hejazi, E. (2001). *Research methods in behavioral sciences*. Agah Publications, 1st ed. (Persian)
- Sethi, K. (2024). *Life skills education*. AGPH Books.
- Sherif, Y., Fattah Azman, A. Z., Said, S. M., Siddiqah Alimuddin, A., Awang, H., & Mohammadzadeh, M. (2024). Effect of online intervention based on life skills for mental health, self-efficacy and coping skills among Arab adolescents in the Klang Valley, Malaysia: A cluster randomised controlled trial protocol. *PLoS ONE*, 19(2): e0297446.
- Steiger, J. H. (1990). Structural model evaluation and modification: An interval estimation approach. *Multivariate Behavioral Research*, 25(2): 173-180.
- Steinberg, L. (2005). Cognitive and affective development in adolescence. *Trends in Cognitive Sciences*, 9(2): 69-74.
- Subasree, R., & Nair, A. R. (2014). The Life Skills Assessment Scale: the construction and validation of a new comprehensive scale for measuring Life Skills. *IOSR Journal of Humanities and Social Science*, 19(1): 66-73.
- Surendran, G., Sarkar, S., Kandasamy, P., Rehman, T., Eliyas, S., & Sakthivel, M. (2023). Effect of life skills education on socio-emotional functioning of adolescents in urban Puducherry, India: A mixed-methods study. *Journal of Family Medicine and Primary Care*, 12(11): 2786-2792.
- Tabachnick, B. G., & Fidell, L. S. (2019). *Using multivariate statistics*. Pearson, 7th ed.
- Thurstone, L. L. (1947). *Multiple factor analysis*. University of Chicago Press.
- Tiwari, P., Ramesh Naik, P., Nirgude, A. S., & Datta, A. (2020). Effectiveness of life skills health education program: A quasi-experimental study among school students of South India. *Journal of Education and Health Promotion*, 9(1): 318.
- Tremblay, M., Baydala, L., Khan, M., Currie, C., Morley, K., Burkholder, C., Davidson, R., & Stillar, A. (2020). Primary Substance Use Prevention Programs for Children and Youth: A Systematic Review. *Pediatrics*, 146(3): e20192757.
- UNICEF. (2019). *Comprehensive life skills framework: Rights-based and life cycle approach to building skills for empowerment*. United Nations Children's Fund.
- Velicer, W. F. (1976). Determining the number of components from the matrix of partial correlations. *Psychometrika*, 41(3): 321-327.
- Watkins, M. W. (2020). *A Step-by-Step Guide to Exploratory Factor Analysis with R and RStudio*. Routledge, 1st ed.
- Watson, J. C. (2017). Establishing Evidence for Internal Structure Using Exploratory Factor Analysis. *Measurement and Evaluation in Counseling and Development*, 50(4): 232-238.
- Wechsler, S. M., Saiz, C., Rivas, S. F., Vendramini, C. M. M., Almeida, L. S., Mundim, M. C., & Franco, A. (2017). Creative and critical thinking: Independent or overlapping components? *Thinking Skills and Creativity*, 24(1): 114-122.
- Widaman, K. F. (2018). On Common Factor and Principal Component Representations of Data: Implications for Theory and for Confirmatory Replications. *Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal*, 25(6): 829-847.
- Wilczek-Rużyczka, E. (2024). Empathy as a determinant of perceived stress and styles of coping with stress in medical, law and psychology students. *Acta Neuropsychologica*, 22(2): 151-167.
- World Health Organization. (1993). *Life skills education in schools*. World Health Organization, Division of Mental Health.

- World Health Organization. (1999). *Partners in Life Skills Education: Conclusions from a United Nations Inter-Agency Meeting*. World Health Organization, Department of Mental Health.
- World Health Organization. (2020). *Life skills education for children and adolescents*. World Health Organization, Regional Office for the Eastern Mediterranean.
- World Health Organization. (2020). *Life skills education school handbook - noncommunicable diseases: Approaches for schools*. World Health Organization.
- Zeileis, A., & Paterson, C. (2020). *careless: Procedures for Computing Indices of Careless Responding*. Comprehensive R Archive Network, Version 1.1.