



Short Electronic Scale of Child Mental Health Problems - Teacher Report

Saeed Akbari-Zardkhaneh¹, Zohreh Soleimani², Alimohammad Zanganeh³,
Nader Mansurkiaie⁴, Mohammad Mostafavie⁵, Einollah Teimorie⁶, Mohsen
Jallalat-Danesh⁷, Siamak Tahmasebi Garmtani⁸

1. PhD in Assessment and Measurement, Assistant Professor, Department of Psychology, Faculty of Education and Psychology, Shahid Beheshti University, Tehran, Iran. Corresponding Author Email: Akbari76ir@yahoo.com.
2. PhD Student, Department of Psychology, Faculty of Education and Psychology, Shahid Beheshti University, Tehran, Iran. zrsoleimani@gmail.com.
3. PhD in Management, Physician, Social and Crime Prevention Directorate Judiciary, Tehran, Iran. zng82@yahoo.com.
4. PhD in Communication Sciences, Department of Communication Studies, Faculty of Communication Sciences, Allameh Tabatabai University, Tehran, Iran. nkiae@gmail.com.
5. PhD in Counseling, Ministry of Education, Tehran, Iran. mostafavi90@gmail.com.
6. PhD in educational Psychoogy, Ministry of Education, Tehran, Iran. amalat@yahoo.com.
7. MSc., Social and Crime Prevention Directorate Judiciary, Tehran, Iran. mim.danesh@gmail.com.
8. PhD in Clinical Psychology, Department of Preschool Education, university of social welfare and rehabilitation sciences, Tehran, Iran. siyamak.tahmasebi@gmail.com.

Article Info

ABSTRACT

Article Type:

Objective: Due to the lack of electronic scale for screening elementary students based on Iranian culture, this study provides a short online version of the mental health scale-teacher report to increase accuracy and speed of screening and reduce costs of it.

Received:

Methods: The sample of the study was 22845 students (11545 female, 11300 male) of all provinces of Iran, who filled the long version of the Children's Psychological Health Scale (Akbari Zardkhaneh et al., 2018), including eighty items and eight subscales.

Revised:

Results: Item analysis with eight criteria showed that almost all items have good features. Factor analysis suggested that an eight-component model with forty items could be considered as a final structure for the short version. Examination of the measurement invariance between the gender groups indicated a suitable fitness that showed this scale assesses the same construct in both gender groups. Internal consistency was sufficiently good and Cronbach's alpha coefficients for the whole scale was 0.97 and for subscales ranged between 0.75-0.93 and 0.80- 0.93, for female and male group respectively. Composite reliability coefficients ranged between 0.70 and 0.93 for girls and between 0.74 and 0.93 for boys. Measurement errors of the scale and subscales showed a suitable range. Standard path coefficients showed a suitable convergent validity of scale. Divergent validity of scale evaluated by average variance extracted and by HTMT method showed the necessary internal consistency and the construct validity within the scale.

2020/12/06

Conclusion: This scale is eligible enough to screen primary school students in Iran; however, further evidence is needed.

Accepted:

Keywords: children mental health, teacher report, short scale, online assessment, item analysis, question analysis.

2021/10/17

2021/11/01

Cite this article: Akbari-Zardkhaneh, Saeed; Soleimani, Zohreh; Zanganeh, Alimohammad; Mansurkiaie, Nader; Mostafavie, Mohammad; Teimorie, Einollah; Jallalat-Danesh, Mohsen; Tahmasebi Garmtani, Siamak. (2021). Short Electronic Scale of Child Mental Health Problems - Teacher Report. *Educational Measurement and Evaluation Studies*, 11 (33): 7-26 pages.



© The Author(s).

Publisher: National Organization of Educational Testing (NOET)

مطالعات اندازه‌گیری و ارزشیابی آموزشی



سازمان پژوهش و نوآوری کشور

شایا جابی: ۲۴۷۶-۲۸۶۵ شایا الکترونیکی: ۰۹۴۲-۲۷۸۳

مقیاس کوتاه-الکترونیکی مشکلات سلامت روانی دانش آموزان

مقطع ابتدایی-نسخه معلم

سعید اکبری زرده خانه^۱، زهره سلیمانی^۲، علی محمد زنگانه^۳، نادر منصور کیا بی^۴، محمد مصطفوی^۵، عین الله طیموری^۶، محسن جلالت دانش^۷، سیامک طهماسبی گرمتنانی^۸

۱. استادیار گروه روانشناسی تربیتی و تحولی، دانشگاه شهید بهشتی، تهران، ایران
۲. دانشجوی دکتری روانشناسی تربیتی، دانشگاه شهید بهشتی، تهران، ایران
۳. پژوهش، معاونت پیشگیری قوه قضاییه، تهران، ایران
۴. دکترای علوم ارتباطات اجتماعی، دانشکده علوم اجتماعی، دانشگاه علامه طباطبائی، تهران، ایران
۵. دکتری مشاوره، دفتر علوم تربیتی و مشاوره وزارت آموزش و پرورش، تهران، ایران
۶. دانشجوی دکتری روانشناسی تربیتی، دانشگاه ازاد اسلامی، تهران، ایران
۷. کارشناس ارشد حقوق بین الملل، معاونت پیشگیری قوه قضاییه، تهران، ایران
۸. استادیار گروه رشد و پرورش کودکان پیش از دبستان، دانشگاه علوم بهزیستی و توانبخشی، تهران، ایران

اطلاعات مقاله

چکیده	نوع مقاله:
هدف: به دلیل کمبود ابزارهای برخط بومی و مشغله معلمان در مدرسه و همچنین با هدف بالابردن دقت، سرعت و کاهش هزینه‌های اجرایی در ارزیابی سلامت روان شناختی کودکان، پژوهش حاضر برای تهییه نسخه کوتاه و برخط مقیاس سلامت روان شناختی دانش آموزان ابتدایی-گزارش معلم-انجام شد.	مقاله پژوهشی
روش پژوهش: نمونه پژوهش ۲۲۸۴۵ نفر (۱۱۵۴۵ دختر، ۱۱۳۰۰ پسر) از دانش آموزان همه استان‌های کشور بودند که نسخه بلند مقیاس سلامت روان شناختی کودکان مقطع ابتدایی (اکبری زرده خانه و همکاران، ۱۳۹۷) با هشتاد گویه حاوی هشت خرد مقياس را تکمیل کردند.	دربافت:
یافته‌ها: تحلیل گویه‌ها، با هشت ملاک، نشان داد تقریباً همه گویه‌ها و بیزگی‌های مناسبی داشتند. تحلیل عاملی تأییدی نشان داد که الگویی هشت مؤلفه‌ای با چهل گویه، می‌تواند به عنوان ساختار عاملی نهایی برای نسخه کوتاه در نظر گرفته شود. بررسی تغییرنابذیری اندازه‌گیری بین دو گروه دختر و پسر حاکی از برآندگی مناسب و مشابه بود. این یافته بدين معنا است که این مقياس در هر دو گروه، سازه بیکسانی را می‌سنجد. ضریب‌های آلفای کرونباخ (کل مقياس ۰/۹۷ و خرد مقياس ۰/۷۸ تا ۰/۹۳) و ترکیبی (کل مقياس ۰/۹۲ و خرد مقياس ۰/۷۹ تا ۰/۹۳) کل مقياس و خرد مقياس‌ها در حد مطلوب بود و خطای اندازه‌گیری هم در کل مقياس و هم در خرد مقياس‌ها در حد قابل قبول است.	اصلاح:
نتیجه‌گیری: شواهد مناسب روان‌سنجی دال بر قابلیت استفاده از این ابزار در غربالگری دانش آموزان دبستانی کشور است، هرچند شواهد، نیازمند بررسی‌های بیشتری است.	پذیرش:
واژه‌های کلیدی: سلامت روان شناختی، دانش آموزان ابتدایی، ارزیابی برخط سلامت روان.	۱۴۰۰/۰۸/۱۰

استناد: اکبری زرده خانه، سعید؛ سلیمانی، زهره؛ زنگانه، علی محمد؛ منصور کیا بی، نادر؛ مصطفوی، محمد؛ طیموری، عین الله؛ جلالت دانش، محسن؛ طهماسبی گرمتنانی، سیامک. (۱۴۰۰). مقیاس کوتاه-الکترونیکی مشکلات سلامت روانی دانش آموزان مقطع ابتدایی-نسخه معلم مقاله. مطالعات اندازه‌گیری و ارزشیابی آموزشی، ۱۱ (شماره ۳۳)، صفحه ۷-۲۶.



ناشر: سازمان سنجش آموزش کشور حق مؤلف © نویسنده‌گان.

مقدمه

نرخ شیوع مشکلات مربوط به حوزه سلامت روان یا اختلالات روانی در میان کودکان و نوجوانان در حد بالایی گزارش شده است (کوستلو، ایگر و آنگولد^۱، ۲۰۰۵؛ کوپلند^۲ و همکاران، ۲۰۱۱، کسلر^۳ و همکاران، ۲۰۱۲). طبق تحقیقات صورت گرفته میزان شیوع اختلالات رفتاری در تهران، استان فارس، ایلام، ساری و شهرکرد به ترتیب $\frac{۲}{۳}$ ، $\frac{۲۰}{۳}$ ، $\frac{۴۱}{۴}$ ، $\frac{۲۴}{۹}$ ، $\frac{۵}{۵}$ ، $\frac{۲۴}{۴}$ درصد گزارش شده است (غباری بناب و همکاران، ۱۳۸۸؛ غیاثی و همکاران، ۱۳۸۷؛ رواقی، مهرعلیان و شاهقلیان، ۱۳۷۹). همچنین در ایالات متحده امریکا تقریباً از هر پنج کودک و نوجوان، یک نفر حداقل یک بار در عمر خود اختلال روانی را تجربه کرده است (مریکانگس^۴ و همکاران، ۱۰؛ اکنل^۵ و همکاران، ۲۰۰۹). تحقیقات نشان داده است، با وجود اثرات مخرب اختلال روانی، نیاز کودکان و نوجوانان برای مراقبت‌های سلامت‌روان اغلب نادیده گرفته می‌شود (جنسن^۶ و همکاران، ۲۰۱۱). برای مثال، طبق آمارهای موجود در ایالات متحده، تنها نیمی از کودکانی که نیازمند به کمک روانی تشخیص داده شده‌اند، درمان‌های مناسب را دریافت کرده‌اند (لویت^۷ و همکاران، ۲۰۰۷؛ بنابر این دسترسی به مراقبت‌های سلامت‌روانی با کیفیت، همچنان مسئله‌ای مهم در پژوهش‌های سلامت‌روان کودکان محسوب می‌شود و البته کودکان مناطق غیرشهری، بیشتر در معرض آسیب‌های عدم تشخیص به موقع و درمان موثر قرار دارند (کلهر^۸ و همکاران، ۱۹۹۲؛ لمبرت، زیلر و لنرادسون^۹، ۲۰۰۹).

مبانی نظری و پیشینه پژوهش

در نتیجه قانون اجباری بودن تحصیل، روزانه، به میزان قابل توجهی از زمان همه کودکان در مدرسه سپری می‌شود. بنابر این مدرسه به عنوان پایگاه ایده‌آل، برای ورود به نظام مراقبت‌های سلامت‌روان کودکان بهویژه در مناطق دورافتاده شناخته شده است (برزین^{۱۰} و همکاران، ۲۰۱۱؛ اسپلت و ماراس^{۱۱}، ۲۰۱۱؛ ویست، ایوانس و لور^{۱۲}، ۲۰۱۴). علاوه بر این، مداخله‌های اولیه در مدارس (برای مثال، رفتارهای آموزشی مثبت معلم) برای کاهش مشکلات رفتاری در آینده مؤثراند (سولومون^{۱۳} و همکاران، ۲۰۱۲؛ بنابر این مداخله‌های سلامت‌روان مدرسه محور، در دهه‌های اخیر در سراسر دنیا رو به گسترش بوده است (مون، ویلفورد و مندنھال^{۱۴}، ۲۰۱۷).

1. Costello, Egger & Angold
2. Copeland
3. Kessler
4. Merikangas
5. O'Connell
6. Jensen
7. Levitt
8. Kelleher
9. Lambert, Ziller & Lenardson
10. Berzin
11. Splett & Maras
12. Weist, Evans & Lever
13. Solomon
14. Moon, Williford & Mendenhall

اولین گام برای حفظ و ارتقای سطح سلامت روانی دانش آموزان، تشخیص به هنگام، از راه نظام غربالگری مناسب است. در ایران نیز، طرح ملی نظام مراقبت اجتماعی دانش آموزان (نماد)، به منظور مراقبت از دانش آموزان در برابر رفتارهای پر خطر، آسیب‌های اجتماعی و جرائم، با مداخله به موقع و موثر، از سال ۱۳۹۴ طراحی و اجرا شده است. به این منظور مجموعه مقیاس ملی سلامت روان شناختی دانش آموزان براساس رویکرد چند درگاهی تهییه شده است (اکبری زرده خانه و همکاران، ۱۳۹۶ و ۱۳۹۷). یکی از هشت مقیاس تولید شده در این طرح، مقیاس گزارش معلم برای مقطع دبستان است (اکبری زرده خانه و همکاران، ۱۳۹۸). نسخه مقدماتی این مقیاس به صورت قلم- کاغذی تهییه شده است. نتایج تحلیل گویه و سپس تحلیل عاملی اکتشافی نسخه مقدماتی، نشان داد ساختار هشت مؤلفه‌ای، مناسب‌ترین و ساده‌ترین ساختار برای این مقیاس است. افزون بر آن، خرده مقیاس‌ها، از ضرایب همگونی درونی مناسبی، با دامنه ۰/۶۷ (خودگردانی) تا ۰/۹۳ (نقص در انجام تکلیف) برخوردارند.

با هدف سهولت گردآوری و بالابردن دقت داده‌ها، نسخه الکترونیکی مقیاس مورد نظر تهییه شد. هر ابزار سنجشی که در آن از رایانه برای جمع‌آوری داده‌ها استفاده شود، ابزار الکترونیکی محسوب می‌شود (اندروز، نانک و پریس^۱، ۲۰۰۳). مقیاس‌های مبتنی بر شبکه یا رایانه‌که به صورت پر خلط اجرا می‌شود، امکان اجرای غربالگری را در شرایطی که هزینه جمع‌آوری داده زیاد است یا افراد نمونه در دسترس نیستند، فراهم می‌کند (کوپیر^۲، ۲۰۰۰). با استفاده از این ابزارها هزینه مالی و همچنین زمان مورد نیاز برای ارزیابی هر نفر کاهش می‌یابد و در نتیجه تعداد افراد نمونه را می‌توان به طور چشمگیری افزایش داد (رینولدز^۳، ۲۰۰۶). همچنین استفاده از ابزارهای پر خلط، به این دلیل که امکان پردازش داده در زمان واقعی را دارد و فرصت تعامل چند رسانه‌ای (همراه با صدا و یا تصویر) را فراهم می‌کنند، رو به افزایش است (دیلمن، اسمیت و کریستین^۴، ۲۰۱۱). از این رو با اصلاحات لازم در نسخه قلم- کاغذی، نسخه الکترونیکی با هشتاد گویه تهییه شد که تحلیل داده‌ها نشان می‌دهد این نسخه اعتبار و روایی مناسبی دارد (اکبری زرده خانه و همکاران، دست‌نویس).

نکته مهم در اجرای طرح‌های غربالگری در مدارس، توجه به محدودیت‌های عملی معلمان است. معلمان با داشتن نقش‌های متعدد در مدرسه، امکان صرف زمان زیاد برای کارهای غیر آموزشی، از قبیل تکمیل ابزارهای روان‌شناختی را ندارند. بنابر این، طولانی بودن ابزار سنجش، باعث کاهش اقبال و دقت پاسخ‌دهی خواهد شد که این نیز به نوبه خود کاهش اعتبار و روایی داده‌ها را به دنبال خواهد داشت (سایکلوف، بردلی و فلوری^۵، ۲۰۱۷). با توجه به موانع و مشکلات ابزارهای با تعداد سوال‌های زیاد، هدف از پژوهش حاضر، تهییه نسخه کوتاه و پر خلط مقیاس ملی سلامت روان شناختی دانش آموزان در مقطع دبستان برای پاسخ‌دهی مناسب معلمان است.

1. Andrews, Nonnecke, & Preece

2. Couper

3. Reynolds

4. Dillman, Smyth, & Christian

5. Siceloff, Bradley & Flory

روش پژوهش

پژوهش حاضر از حیث هدف، کاربردی و از نظر شیوه گردآوری داده‌ها از نوع پیمایشی-توصیفی است. جامعه آماری این پژوهش همه دانش آموزان مقطع دبستان در سی و یک استان کشور در سال ۹۷-۱۳۹۶ است. در این نمونه در مجموع ۲۲۸۴۵ نفر حضور داشتند. از آنجا که بنا بر دیدگاه پیرسون، حجم نمونه بالای ۳۰۰ نفر برای تحلیل عاملی بایش از سه عامل، در سطح عالی است، حجم نمونه حاضر، کفایت لازم را دارد. (پیرسون^۱). نسخه الکترونیکی مقیاس مشکلات سلامت روان شناختی- فرم معلم مقطع ابتدایی: این ابزار برای غربال گری مشکلات سلامت روان شناختی (شامل اضطراب، افسردگی، نارسانی توجه و بیش فعالی، رفتارهای ایدایی، نقص در انجام تکالیف تحصیلی، رفتارهای خود آسیب‌رسان، نقص در خود گردانی و سوء استفاده از کودک) در جامعه دانش آموزان کشور است که اکبری زرده خانه و همکاران (دستنویس) ساخته‌اند. پاسخ‌دهی به هر یک از هشتاد گویه مقیاس در طیف چهار درجه‌ای از هرگز (صفرا) تا همیشه (سه) صورت می‌گیرد. نتایج تحلیل گویه بر اساس هشت ملاک کفایت گویی، نشان داد که تقریباً همه گویی‌ها شرایط لازم برای استفاده در این ابزار را دارند. تحلیل عاملی حاکی از آن است که الگوی هشت مؤلفه‌ای می‌تواند به عنوان ساختار عاملی نهایی مقیاس در نظر گرفته شود. ضرایب همسانی درونی مؤلفه‌ها بین ۰/۸۳ و ۰/۹۵ و ضرایب همبستگی نمره گویی‌ها با نمره کل زیرمقیاس مربوط نیز بین ۰/۴۹ و ۰/۸۷ گزارش شده است. همچنین، طبق ماتریس ضرایب همبستگی عامل‌های استخراجی، مقدار ضرایب همبستگی عامل‌ها بین ۰/۴۱ تا ۰/۸۹ بوده است.

برای انتخاب نمونه، از سی و یک استان، مرکز استان و یکی از شهرهای کم برخوردار از لحاظ اجتماعی-اقتصادی به صورت نمونه گیری هدفمند انتخاب شدند. در مرحله بعد با استفاده از روش نمونه گیری تصادفی، دو مدرسه (دخترانه و پسرانه) از هر یک از این شهرها انتخاب شدند. فرایند گردآوری داده‌ها در سامانه‌های دانش آموزی وزارت آموزش و پرورش صورت گرفت که پس از هماهنگی‌های لازم با مدارس گروه نمونه، معلمان، داده‌های لازم را از دانش آموزان کلاس دریافت کردند. زمان پاسخ‌دهی به هر یک از ابزارهای مربوط به هر دانش آموزان در حدود بیست دقیقه بود. امکان تکمیل مقیاس‌ها پس از گذشت سه ماه از سال تحصیلی تا انتهای آن برای معلمان مهیا بود. برای انجام این کار به ازای هر دانش آموز مبلغی به معلمان پرداخت شد. به این دلیل که در صورت وجود حتی یک گویه بدون پاسخ در هر مقیاس، امکان ذخیره اطلاعات نبود، لذا داده‌های گردآوری شده بدون داده گمشده^۲ بود. مجموع فرایند گردآوری داده‌های در سامانه و در همه استان‌های مورد مطالعه در حدود چهار ماه طول کشید. پس از جمع آوری، داده‌ها در نرم‌افزار بسته آماری علوم اجتماعی^۳ (شرکت اس پی اس، ۲۰۲۰، نسخه بیست و پنجم) وارد شد. الازم به یادآوری است در مراحلی از تحلیل داده‌ها از نرم‌افزار روابط ساختاری خطی

1. Pearson

2. Missing Data

3. Socical Package for the Social Sciences (SPSS)

4. Liner Structural Relations (LISREL)

(جورسکاک و سوربوم^۱، ۱۹۹۶، نسخه هشت و نیم) نیز استفاده شد. پس از ورود داده‌ها، مرحله تحلیل اکتشافی داده‌ها^۲ (هوئل^۳، ۲۰۰۷؛ توکی^۴، ۱۹۷۷) انجام شد (برای توضیحات بیشتر مقاله خدایاری فرد، اکبری زرده‌خانه و زینالی، ۱۳۹۲ را ببینید). پس از اطمینان از صحت و دقت داده‌ها برای انجام تحلیل‌های بعدی نمونه با استفاده گزینه جداسازی داده‌ها^۵ موجود در نرم‌افزار اس پی اس به دو بخش مساوی تقسیم شد. پس از تشکیل این دو گروه، به تصادف یکی از این گروه‌ها به عنوان گروه نمونه مدرج‌سازی^۶ و دیگری روازی^۷ در نظر گرفته شد. در ادامه از داده‌های گروه مدرج‌سازی برای تحلیل گویه‌ها^۸ و استخراج ساختار عاملی با استفاده از روش‌های اکتشافی^۹ و از داده‌های گروه روازی روانی^{۱۰} ساختار عاملی با استفاده از روش‌های تأییدی^{۱۱} و بررسی روابط بین خرده مقیاس‌ها استفاده شد.

یافته‌ها

ابتدا تحلیل گویه‌ها با داده‌های گروه مدرج‌سازی و بر اساس هشت ملاک با هشتاد گویه با مقیاس چهار درجه‌ای (اصلاً برابر با صفر تا همیشه برابر با سه) و شاخص‌های میانگین، انحراف معیار، چولگی و کشیدگی (به ترتیب در بازه‌های (۰/۰۵-۰/۰)، (۰/۹۱-۰/۲۹)، (۰/۶۲-۰/۴۴)، (۰/۰-۰/۴۴) و (۰/۰-۰/۰۵)) انجام شد. معیار حذف گویه‌ها در این بخش، مشکل دار بودن هر یک از آنها در بیش از نیمی از ملاک‌ها (پنج ملاک) از هشت ملاک زیر بود: (الف) میانگین گویه بین ۰/۰ تا ۰/۵ نباشد، ب) انحراف استاندارد کمتر از ۰/۵، پ) نمره استاندارد کجی بالای ۳ نباشد، ت) نمره استاندارد کشیدگی بالاتر از ۵ نباشد، ث) ضریب همبستگی نمره گویه با نمره کل مقیاس کمتر از ۰/۱۰، ج) محدود ضریب همبستگی چندگانه پایین تر از ۰/۳۰، ج) ضریب آلفای کرونباخ پس از حذف گویه کمتر از ۰/۹۰ و ح) بیش از ۵۰ درصد آزمودنی‌ها، به یک گزینه پاسخ داده باشند (گالیسکسن^{۱۲}، ۱۹۵۰؛ لرد و نووایک^{۱۳}، ۱۹۶۸؛ همبلتون^{۱۴}، ۱۹۸۹؛ لیوینگستون و دورانز^{۱۵}، ۲۰۰۴؛ موساس^{۱۶} و همکاران، ۲۰۱۰؛ موساس، ۱۷؛ اکبری زرده‌خانه و همکاران، ۱۳۹۶ و ۱۳۹۷). در این بخش گویه‌های ۳، ۳۰، ۵۳، ۵۶، ۶۶، ۶۹، ۶۷، ۷۲، ۷۵، ۷۷، ۸۰ حذف شدند.

الف) تحلیل عامل اکتشافی

1. Joreskog, & Sorbom
2. Exploratory Data Analysis
3. Howell
4. Tukey
5. Data Split
6. Calibration Sample
7. Validation Sample
8. Item Analysis
9. Exploratory
10. Cross Validation
11. Confirmatory
12. Gulliksen
13. Lord & Novick
14. Hambleton
15. Livingston & Dorans
16. Moses

تحلیل عاملی اکتشافی حاصل از داده‌های گروه مدرج سازی و با استفاده از روش عامل بابی ممکن، چرخش‌های گوناگون و محدودیت‌های مختلف، تعداد عوامل نشان داد که عوامل استخراجی از روش مؤلفه‌های اصلی^۱ و چرخش ایکوماکس^۲ ساده‌ترین ساختار مقیاس را به دست می‌دهد. لازم به یادآوری است نتایج حاصل از این تحلیل با محدود کردن تعداد عوامل به دست آمده روی چهار و حداقل مقدار بارگذاری $0/30$ به دست آمد. مقدار شاخص کفایت نمونه‌برداری کیسر- مایر- الکین^۳ برابر با $0/99$ و شاخص آزمون کرویت بارتلت^۴ برابر $630/429/253$ بود که با درجات آزادی 1770 و در سطح معناداری $0/00$ معنادار است. این یافته به این معناست که پیش‌فرض انجام تحلیل عاملی برقرار است. نتایج تحلیل عاملی نشان داد ساختار چهار عاملی با ارزش ویژه بیشتر از یک، که در مجموع $65/70$ درصد از واریانس کل را تبیین می‌کند، مناسب‌ترین و ساده‌ترین ساختار برای این داده‌هاست (جدول ۱). نتایج تحلیل نشان داد از چهل گویه وارد شده برای تحلیل، می‌توان چهار مؤلفه استخراج کرد.

جدول ۱. عامل‌ها و مقادیر ارزش ویژه حاصل از تحلیل مؤلفه‌های مقیاس

عامل	ارزش ویژه	درصد تبیین واریانس	درصد تبیین واریانس تراکمی
یکم	$11/78$	$19/64$	$19/64$
دوم	$10/34$	$17/22$	$36/86$
سوم	$9/16$	$15/27$	$52/13$
چهارم	$8/14$	$13/57$	$65/70$

بررسی محتوای گویه‌ها نشان داد که مؤلفه‌های یکم تا چهارم حاصل از این تحلیل را می‌توان نقص در مهارت انجام تکالیف، نقص در خودگردانی- نارسایی توجه و فزون کنشی، رفتار تکانشی و پرخاشگری- اضطراب، رفتارهای خود آسیب‌رسان- سوء استفاده از کودک و افسردگی نام نهاد.

ب) تحلیل عامل تأییدی

تحلیل تأییدی امکان بررسی نامتفاوت ممکن

1. Principle Component
2. Equamax
3. Factor Loading
4. Kaiser- Mayer- Olkin (KMO)
5. Bartlet,s Test of Sphericity
6. Measurement
7. Cross Validation

می‌سازد. در این فرآیند دو ساختار عاملی به عنوان رقیب^۱ استفاده شد. این الگوها عبارت بودند از: الگوی یکم: ساختار عاملی الگوی چهار مؤلفه‌ای (حاصل از تحلیل عاملی اکتشافی); و الگوی دوم: الگوی هشت مؤلفه‌ای مبتنی بر نظر متخصصان (نارسایی توجه و فرون‌کنشی، افسردگی، اضطراب، رفتارهای تکانشی و پرخاشگری، رفتارهای خودآسیب‌رسان، نقص در مهارت انجام تکالیف تحصیلی، نقص در خودگردانی و سوء استفاده از کودک). برای دستیابی به الگوی دوم از پنج متخصص روانشناسی کودک و نوجوان، تربیتی، بالینی کودک و روان‌سنجدی (عضو هیأت علمی و یا فارغ‌التحصیلان دوره دکتری دانشگاه‌های تحت پوشش وزارت علوم، تحقیقات و فناوری شهر تهران)، خواسته شد تا در هر یک از مؤلفه‌های هشت گانه ابزار، پنج گویه‌ای را که بهترین نشانگر برای سنجش هر یک از مؤلفه‌ها را دارند، مشخص کنند. تلفیق این نظرات توسط نویسنده یکم مقاله بر اساس فراوانی تکرار در بین این متخصصان باسابقه، منجر به الگوی مبتنی بر نظر متخصصان شد. نتایج مقایسه شاخص‌های برازش دو الگو در جدول (۲) گزارش شده است.

جدول ۲. آماره‌های مقایسه الگوهای رقیب حاصل از تحلیل عاملی اکتشافی و نظر متخصصان

اقتصادی			مقایسه			برازش				الگو
NC ^۲	PNFI ^۳	AIC ^۴	RFI ^۵	NNFI ^۶	CFI ^۷	RMR ^۸	GFI ^۹	RMSEA ^{۱۰}	X [*]	
۲۳۸/۱۶	۰/۹۰	۲۲۹۵۲۲۷/۵۷	۰/۹۸	۰/۹۸	۰/۹۸	۰/۰۲	۰/۸۲	۰/۰۸	۲۲۹۵۱۴۷/۵۷	اکتشافی
۱۴۰/۱۹	۰/۸۹	۲۱۷۸۴۷۶/۳۸	۰/۹۷	۰/۹۷	۰/۹۷	۰/۰۳	۰/۶۴	۰/۱۲	۲۱۷۸۳۹۶/۳۸	متخصصان

* درجه آزادی هر دو الگو برابر با ۷۱۲ است.

1. Rival
2. Root-Mean Square Error of Approximation
3. Goodness of Fit Index
4. Standard Root-Mean Square Residual
5. Comparative Fit Index
6. Non-Normed Fit Index
7. Relative Fit Index
8. Akaike Information Criterion
9. Parsimony Normed Fit Index
10. Critical N

به این دلیل که شاخص‌های مطلوبیت الگوهای در سه گروه اصلی برازش^۱، مقایسه^۲ و اقتصادی^۳ قرار می‌گیرند (شوماخر و لومکس^۴، ۱۳۸۸)، برای تصمیم‌گیری در مورد الگوی نهایی ساختار ابزار، از هر سه گروه و از هر گروه سه شاخص پرکاربرد مدنظر قرار گرفت. جدول (۲) نشان می‌دهد در گروه شاخص‌های برازش، همهٔ شاخص‌ها به ویژه تفاوت شاخص کلی کای اسکویر ($\chi^2 = ۱۱۶۷۵/۱۹$ و $df = ۰$) برای الگوی متخصصان در وضعیت مطلوب تری قرار دارد. در گروه دوم (مقایسه) نیز تفاوت شاخص‌ها از هم، در حد ۱/۰ بود که می‌توان آنها را یکسان در نظر گرفت. اما در گروه شاخص‌های اقتصادی الگو، تفاوت شاخص‌ها تا حدودی مشخص‌تر و به نفع مطلوبیت الگوی متخصصان بود. از این رو در مجموع می‌توان بیان کرد که تفاوت ناچیزی در بین این دو الگو وجود دارد و مطلوبیت الگوی متخصصان بیشتر از الگوی اکتشافی است. بنابر این می‌توان الگوی نهایی مقیاس حاضر را الگوی مبتنی، پر نظر متخصصان در نظر گرفت.

ج) تغییرناپذیری اندازه‌گیری در گروه‌های دختر و پسر

برای بررسی اینکه آیا ساختار عاملی مقیاس کوتاه حاصل شده (۴۰ گویه) برای دو گروه دانشآموزان دختر و پسر برآش یکسان دارد، تحلیل تغییرنایپذیری اندازه‌گیری انجام شد. تغییرنایپذیری اندازه‌گیری^۵ در بین گروه‌های مختلف با هدف مقایسه میزان برآش مجموعه‌ای از داده‌ها در گروه‌های متفاوت انجام می‌شود (چن، ۲۰۰۷). شاخص‌های برآش زیر مجموعه سه گروه برآش، مقایسه و اقتصاد الگو به تفکیک گروه‌های دختر و پسر در جدول (۳) نشان داده شده است. نتایج نشان داد تفاوت معناداری بین دو گروه وجود ندارد.

جدول ۳. آماره‌های مقایسه برازش الگوی نهایی در دو گروه دختر و پسر

اقتصادی			مقایسه			پرازش			الگو	
NC	PNFI	AIC	RFI	NFI	CFI	RMR	GFI	RMSEA	X ² /df	
۱۲۸	•/۷۳	۳۵۱۳۳/۷۱	•/۷۸	•/۸۰	•/۸۰	•/۰۶	•/۶۸	•/۰۹	۴۸/۹۷	دختر
۱۲۸	•/۷۵	۳۴۴۲۷۰/۷۱	•/۸۱	•/۸۳	•/۸۳	•/۰۴	•/۶۳	•/۰۹	۴۷/۸۳	پسر

1. Fit
 2. Comparison
 3. parsimony
 4. Schumacher, & Lomax
 5. Measurement Invariance
 6. Chen

د) شواهد اعتبار و روایی

برای بررسی همسانی درونی^۱، از ضرایب آلفای کرونباخ و ضرایب اعتبار ترکیبی^۲ استفاده شد. مطابق جدول (۴) ضریب آلفای کرونباخ برای کل مقیاس ۰/۹۷ و برای خرد مقياس‌ها بین ۰/۷۸ (سوء استفاده از کودک) و ۰/۹۳ (نقص در مهارت برای انجام تکاليف تحصيلي) به دست آمد. ضریب اعتبار ترکیبی نیز برای کل مقیاس ۰/۹۲ و برای خرد مقياس‌ها بین ۰/۷۹ (سوء استفاده از کودک) و ۰/۹۳ (نقص در مهارت برای انجام تکاليف تحصيلي) حاصل شد. برای تعیین شاخص روایی همگرایی^۳ گویه‌ها از ضرایب مسیر^۴ و خرد مقياس‌ها از شاخص متوسط واريانس استخراجی^۵ استفاده شد. ضرایب مسیر استاندارد ۰/۸۸-۰/۴۰ است. شاخص متوسط واريانس استخراجی برای خرد مقياس‌ها نیز بین ۰/۷۳ (اضطراب) و ۰/۴۰ (انتباخت) حاصل شد.

جدول ۴. ویژگی‌های روان‌سنجهای خرد مقياس‌های هشت‌گانه

ردیف	شماره	عنوان	پسر						دختر						گویه	نمایه	نحوه مدققیابی
			اعتبار ترکیبی	ضرایب آلفا	متوسط واريانس	همبستگی با کل	ضرایب مسیر	آلفا استاندارد	بیان	اعتبار ترکیبی	ضرایب آلفا	متوسط واريانس	همبستگی با کل	ضرایب مسیر	آلفا استاندارد	بیان	
۰/۸۴	۰/۸۵	۰/۵۵	۰/۷۳	۰/۷۲	۰/۹۳	۰/۷۶	۰/۸۰	۰/۸۲	۰/۴۵	۰/۷۸	۰/۷۴	۰/۸۹	۰/۶۴	حفظ توجه بر روی تکاليف	۱	رسانی توجیه و فروزنگی	
			۰/۸۱	۰/۸۲	۰/۷۶	۰/۴۷				۰/۷۹	۰/۷۵	۰/۶۸	۰/۳۴	مشکل در پیروی از دستورات	۱۷		
			۰/۷۵	۰/۷۸	۰/۶۸	۰/۳۷				۰/۷۰	۰/۶۷	۰/۵۵	۰/۲۳	حفظ توجه هنگام فعالیت و بازی	۳۳		
			۰/۷۱	۰/۷۳	۰/۶۷	۰/۳۴				۰/۶۶	۰/۶۲	۰/۵۷	۰/۲۴	قراریابی	۴۱		
			۰/۷۰	۰/۶۹	۰/۵۴	۰/۲۴				۰/۶۱	۰/۵۶	۰/۳۹	۰/۱۳	حفظ اسباب بازی‌ها و اشیا	۷۳		
			۰/۷۳	۰/۸۱	۰/۶۸	۰/۳۸				۰/۶۶	۰/۷۳	۰/۵۷	۰/۲۵	مانع شدن در فعالیت دیگران	۱۸		
۰/۸۸	۰/۸۹	۰/۴۳	۰/۷۴	۰/۸۴	۰/۶۳	۰/۳۰	۰/۸۴	۰/۸۶	۰/۵۰	۰/۶۱	۰/۷۲	۰/۴۵	۰/۱۴	نااگاهی از خطر رفتارهای خود	۲۶	رفتار نکاشی و پردازشگری	
			۰/۶۶	۰/۷۹	۰/۷۰	۰/۳۷				۰/۶۱	۰/۷۳	۰/۵۴	۰/۲۲	رفتارهای پرخاشگرانه	۳۴		
			۰/۶۸	۰/۷۸	۰/۶۲	۰/۳۰				۰/۵۹	۰/۷۰	۰/۴۶	۰/۱۶	دادوبیداد هنگام ناتوانی در انجام کار خود	۵۸		
			۰/۶۳	۰/۷۵	۰/۵۸	۰/۲۵				۰/۵۵	۰/۶۸	۰/۳۷	۰/۱۰	خراب کردن اموال به هنگام عصبیت	۶۶		
			۰/۷۳	۰/۸۱	۰/۶۸	۰/۳۸				۰/۶۶	۰/۷۳	۰/۵۷	۰/۲۵	مانع شدن در فعالیت دیگران	۱۸		

1. Reliability Coefficient
2. Composite Reliability
3. Convergent Validity
4. Path Coefficient
5. Average variance Extracted (AVE)

ردیف مقیاس	نمایه	گوییه	دختر										پسر										ردیف مقیاس	
			اعتنای ترکیبی	ضریب آلفا	متوجهه واریانس	همینسنتی باکل	ضریب مسیبر	اعتراف استاندارد	میگین	اعتنای ترکیبی	ضریب آلفا	متوجهه واریانس	همینسنتی باکل	ضریب مسیبر	اعتراف استاندارد	میگین								
۳	اقطاع	تصمیم‌گیری تردید در	۰/۷۸	۰/۷۷	۰/۸۲	۰/۸۳	۰/۷۰			۰/۷۸	۰/۸۵	۰/۷۷	۰/۵۳											
		اجتناب از خواندن، نوشتن، صحبت در جمع		۰/۷۶	۰/۸۱	۰/۷۹	۰/۵۱			۰/۷۱	۰/۷۷	۰/۷۳	۰/۴۱											
		دریاره بی مورد نگرانی های تکالیف و مدرسه	۰/۸۱	۰/۴۷	۰/۷۲	۰/۷۲	۰/۶۸	۰/۳۸	۰/۷۵	۰/۷۶	۰/۴۰	۰/۶۶	۰/۶۵	۰/۶۱	۰/۲۹									
		بالا مادر از جایی موقع نگرانی (او) جانشین		۰/۵۳	۰/۵۲	۰/۵۶	۰/۲۳			۰/۴۴	۰/۳۹	۰/۴۵	۰/۱۴											۵۱
		جویدن بی اختیار ناخن ها		۰/۵۴	۰/۵۱	۰/۴۷	۰/۱۶			۰/۴۵	۰/۳۵	۰/۳۶	۰/۱۰											۷۵
۴	اقسوسی	کندی در انجام فعالیت ها	۰/۸۴	۰/۸۳	۰/۵۲	۰/۷۵	۰/۸۴	۰/۹۱	۰/۷۱		۰/۷۶	۰/۸۵	۰/۸۹	۰/۶۴										
		فکر کندی در			۰/۷۸	۰/۸۶	۰/۸۷	۰/۶۰			۰/۷۹	۰/۸۸	۰/۸۵	۰/۵۲										۱۲
		گوششگیری	۰/۸۴	۰/۸۳	۰/۵۲	۰/۶۳	۰/۶۶	۰/۶۶	۰/۳۵	۰/۸۲	۰/۸۱	۰/۵۱	۰/۶۶	۰/۶۶	۰/۲۲									۲۸
		سر برآوردن و بی ارزشی احساس			۰/۷۳	۰/۷۰	۰/۵۹	۰/۲۷			۰/۶۹	۰/۶۳	۰/۵۱	۰/۱۸										۱۳
		دلیل گریه بدون			۰/۵۶	۰/۴۹	۰/۴۵	۰/۱۴			۰/۴۹	۰/۳۹	۰/۳۸	۰/۱۰										۷۶
۵	رفتارهای نوادگیری بررسان	بی توجهی به سلامتی و امور شخصی	۰/۸۷	۰/۸۳	۰/۵۴	۰/۷۶	۰/۶۹	۰/۷۲	۰/۴۱		۰/۷۳	۰/۵۴	۰/۶۲	۰/۲۹										
		کارهای آسیب زننده به خود			۰/۶۹	۰/۶۹	۰/۷۷	۰/۵۶	۰/۲۳		۰/۵۵	۰/۷۴	۰/۳۸	۰/۱۰										۲۹
		تهدیدهایی در مورد آسیب به خود	۰/۸۷		۰/۶۰	۰/۷۵	۰/۴۸	۰/۱۷	۰/۸۰	۰/۷۵	۰/۴۵	۰/۴۸	۰/۶۷	۰/۳۸	۰/۱۰									۴۵
		محروم کردن قسمتی از بدن خود			۰/۵۸	۰/۷۶	۰/۴۲	۰/۱۲			۰/۴۵	۰/۷۱	۰/۲۹	۰/۰۶										۶۹
		کندن موی سر یا مژه خود			۰/۵۳	۰/۶۹	۰/۳۷	۰/۱۰			۰/۴۲	۰/۶۷	۰/۲۴	۰/۰۴										۷۷
۶	تفصیل ۲ مهارت	بی دقیقی در تکالیف تحصیلی	۰/۹۳	۰/۹۳	۰/۷۳	۰/۷۸	۰/۸۸	۰/۹۱	۰/۶۹		۰/۷۸	۰/۸۸	۰/۸۵	۰/۵۶										
		اجتناب از فعالیت فکری مستمر			۰/۷۸	۰/۸۶	۰/۸۱	۰/۵۳			۰/۸۰	۰/۸۵	۰/۷۵	۰/۴۲										۳۰
		ضعیف تحصیلی عملکرد	۰/۹۳	۰/۹۳	۰/۷۳	۰/۷۴	۰/۸۶	۰/۹۴	۰/۶۷	۰/۹۳	۰/۹۳	۰/۷۵	۰/۸۷	۰/۹۰	۰/۵۷									۴۶
		نیمه تمام رها کردن کارهای درسی			۰/۷۸	۰/۸۶	۰/۸۳	۰/۵۳			۰/۷۹	۰/۸۵	۰/۷۳	۰/۳۹										۵۴
		ناتوان از برقراری روابط اجتماعی با همسالان			۰/۷۷	۰/۸۳	۰/۸۲	۰/۵۱			۰/۷۵	۰/۸۱	۰/۷۴	۰/۳۹										۷۰

ردیف	نمایه	گویه	تعداد مفیض	دختر								پسر							
				اعتبارتزکیبی	فرمی آنها	متوجه واریانس	همبستگی باکل	فرمیب مسیب	اعتراف استاندارد	میکنیں	اعتبارتزکیبی	فرمی آنها	متوجه واریانس	همبستگی باکل	فرمیب مسیب	اعتراف استاندارد	میکنیں		
۰/۸۶	۰/۸۸	۰/۸۰	۱۵	۰/۷۹	۰/۸۵	۰/۸۶	۰/۶۲				۰/۷۹	۰/۸۳	۰/۸۱	۰/۴۹	۰/۴۹	۰/۴۹	۰/۴۹	۰/۴۹	
				۰/۸۰	۰/۸۴	۰/۸۲	۰/۵۶				۰/۸۰	۰/۸۲	۰/۷۴	۰/۴۴	۰/۴۴	۰/۴۴	۰/۴۴	۰/۴۴	
				۰/۷۶	۰/۷۷	۰/۷۲	۰/۴۲				۰/۷۳	۰/۷۲	۰/۶۴	۰/۳۰	۰/۳۰	۰/۳۰	۰/۳۰	۰/۳۰	
				۰/۷۴	۰/۷۰	۰/۶۰	۰/۳۱				۰/۶۸	۰/۶۳	۰/۵۲	۰/۲۲	۰/۲۲	۰/۲۲	۰/۲۲	۰/۲۲	
				۰/۷۰	۰/۶۸	۰/۶۳	۰/۳۰				۰/۶۳	۰/۵۸	۰/۵۰	۰/۱۷	۰/۱۷	۰/۱۷	۰/۱۷	۰/۱۷	
۰/۷۴	۰/۸۰	۰/۴۷	۰/۴۷	۰/۷۱	۰/۶۵	۰/۷۵	۰/۴۳				۰/۷۱	۰/۵۴	۰/۶۸	۰/۳۴	۰/۳۴	۰/۳۴	۰/۳۴	۰/۳۴	
				۰/۷۲	۰/۷۰	۰/۷۰	۰/۳۸				۰/۷۰	۰/۶۳	۰/۵۸	۰/۲۶	۰/۲۶	۰/۲۶	۰/۲۶	۰/۲۶	
				۰/۶۳	۰/۷۰	۰/۵۶	۰/۲۳				۰/۴۸	۰/۵۲	۰/۴۲	۰/۱۲	۰/۱۲	۰/۱۲	۰/۱۲	۰/۱۲	
				۰/۵۶	۰/۶۶	۰/۴۹	۰/۱۷				۰/۴۹	۰/۵۴	۰/۳۳	۰/۰۸	۰/۰۸	۰/۰۸	۰/۰۸	۰/۰۸	
				۰/۵۸	۰/۷۱	۰/۴۱	۰/۱۲				۰/۴۴	۰/۵۳	۰/۲۶	۰/۰۵	۰/۰۵	۰/۰۵	۰/۰۵	۰/۰۵	

در ادامه برای بررسی روایی واگرای خرده مقیاس‌ها از روش نسبت تکرگه‌ای-چندرگه‌ای^۱ استفاده شد. روایی واگرا نشان می‌دهد چقدر گویه‌های یک عامل با گویه‌های سایر عوامل تفاوت دارند. این معیار توسط هنسلر، رینگلر و سارستد^۲ (۲۰۱۵) برای ارزیابی روایی واگرا ارائه شده است و اگر مقدار آن کمتر از ۰/۹ باشد، روایی واگرا قابل قبول است. همان‌طور که در جدول (۵) نشان داده شده است همه ضرایب روایی واگرا در حد قابل قبول است. بنابر این می‌توان بیان کرد که گویه‌های هر یک از خرده مقیاس به خوبی از گویه‌های دیگر خرده مقیاس متمایز است.

1. Heterotrait-Monotrait Ratio (HTMT)
2. Henseler, Ringle, & Sarstedt

جدول ۵. ضرایب روایی واگرا به روش نسبت تکرگهای چندگاهی

پسر							دختر							نمره نوبتی	
۷	۶	۵	۴	۳	۲	۱	۷	۶	۵	۴	۳	۲	۱		
						۰/۸۲								۰/۸۵	۲
					۰/۷۱	۰/۸۲								۰/۸۶	۳
			۰/۸۴	۰/۷۰	۰/۸۵					۰/۸۶	۰/۷۳	۰/۸۵	۴		
		۰/۸۰	۰/۸۴	۰/۸۲	۰/۸۱				۰/۸۰	۰/۸۶	۰/۸۴	۰/۸۲	۵		
	۰/۵۷	۰/۷۸	۰/۷۹	۰/۵۸	۰/۸۵			۰/۵۹	۰/۸۰	۰/۸۱	۰/۶۱	۰/۸۶	۶		
۰/۵۶	۰/۷۲	۰/۸۳	۰/۸۱	۰/۷۴	۰/۸۲		۰/۵۸	۰/۷۵	۰/۸۷	۰/۸۳	۰/۸۰	۰/۸۵	۷		
۰/۸۴	۰/۸۳	۰/۸۳	۰/۸۱	۰/۸۱	۰/۸۳	۰/۸۴	۰/۸۵	۰/۸۴	۰/۸۶	۰/۸۵	۰/۸۳	۰/۸۵	۸		

یادداشت: ۱. نارسانی توجه و بیش فعالی، ۲. رفتارهای ایدایی و تکانشی، ۳. اضطراب، ۴. افسردگی، ۵. رفتارهای خودآسیب‌رسانی، ۶. نقص در انجام تکالیف تحصیلی و اجتماعی، ۷. نقص در خودگردانی و ۸. سوءاستفاده از کودک

بحث

طبق پژوهش‌ها بیش از پنجاه درصد از اختلال‌های روانی بزرگسالان، پیش از ۱۸ سالگی آشکار می‌شود (جونز، ۱۳). بنابر این شناسایی به موقع کودکانی که در معرض اختلالات روانی هستند، گام نخست برای انجام اقدامات درمانی و پیشگیرانه است و تشخیص زود هنگام، نیازمند ساخت ابزار غربالگری مناسب است. بر این اساس، هدف از پژوهش حاضر، بررسی کفایت روان‌سنگی گویه‌ها و ساختار عاملی اکتشافی و تائیدی فرم کوتاه مقیاس الکترونیکی سلامت روان‌شناختی دانش آموزان در مقطع دبستان بود.

شناسایی دانش آموزانی که در معرض مشکلات رفتاری و هیجانی قرار دارند و اقداماتی در این باره، نیاز به ساخت ابزار غربالگری را برای تشخیص زود هنگام ایجاد می‌کند. ابزارهای غربالگری با جمع‌آوری اطلاعات هر فرد از چند منبع اطلاعاتی، تصویری جامع از رفتار و توانایی کودک در تنظیم هیجانات خود را فراهم می‌کند که در مقایسه با روش سنتی (تشخیص معلم)، توانمندی بیشتری برای تشخیص زودهنگام دارد و همچنین هزینه‌ها را کاهش می‌دهد (اکلاند^۱ و همکاران، ۲۰۰۹؛ والکر^۲ و همکاران، ۲۰۱۴). علاوه بر این، با توجه به تأثیر عوامل فرهنگی بر ادراک اختلال نزد افراد هر جامعه و همچنین شیوه بیان اختلالات روان‌شناختی (باکستر^۳ و همکاران،

1. Jones
2. Eklund
3. Walker
4. Baxter

۲۰۰۶)، ساخت ابزار چندگانه غربالگری معتبر و روا متناسب با فرهنگ ایرانی می‌تواند به تشخیص زود هنگام اختلالات مبتنی بر معیارهای تصمیم‌گیری متناسب با بافت ایرانی کمک کند.

نتایج تحلیل عاملی اکتشافی نشان داد میزان واریانس تبیین شده توسط مؤلفه‌های استخراج شده، ۶۵/۷۰ درصد از کل واریانس است. این یافته بدان معناست که این ساختار بهترین مطابقت را با مبانی نظری نشان می‌دهد که دلیل آن وجود میزان بالای واریانس اختصاصی گویه‌ها در مقایسه با واریانس مشترک بین آنهاست (همون، ۱۳۹۵). ساختار حاصل از تحلیل عاملی اکتشافی داده‌ها ساختاری چهار مؤلفه‌ای شامل نقص در مهارت انجام تکالیف، نقص در خودگردانی - نارسایی توجه و فرون کنشی، رفتار تکانشی و پرخاشگری-اضطراب، رفتارهای خودآسیب‌رسان-سوءاستفاده از کودک و افسردگی است. از دلایل احتمالی این امر می‌توان به وجود همپوشش‌های اساسی مفهومی بین این مؤلفه‌ها اشاره کرد. ادغام دو مؤلفه نقص در مهارت انجام تکالیف و نقص در خودگردانی به این دلیل است که سازماندهی، مدیریت و تنظیم فرایندها و فعالیت‌های مربوط به یادگیری از راه خودگردانی صورت می‌گیرد (زمورمن و شانک^۱، ۲۰۰۱؛ پانادرو^۲، ۲۰۱۷). همچنین مؤلفه نارسایی توجه و فرون کنشی با مؤلفه رفتار تکانشی و پرخاشگری ادغام شده‌اند، زیرا همان طور که پژوهش‌ها نشان داده‌اند اختلال نارسایی توجه و فرون کنشی، پیش‌بین بروز رفتارهای پرخاشگرانه است و این دو از لحاظ بالینی همبودی دارند (اسلاتر، لیبری، فوگلمان و روزن^۳، ۲۰۲۰؛ بوتلار، پوستاموس و بوتلار^۴، ۲۰۲۰). سوءاستفاده جنسی و جسمی از کودک و افسردگی نیز با هم ادغام شده‌اند که می‌تواند ناشی از ترس فرد قربانی از اعلام خطر باشد که منجر به عدم دریافت حمایت‌های لازم و به دنبال آن گوشش‌گیری و انزوای فرد قربانی شود.

وارسی روایی ساختار عاملی مقیاس با تحلیل عاملی، تائیدی بر داده‌های گروه روایی‌یابی نیز نشان داد که شاخص‌های برازش الگو در الگوهای چهار عاملی (اکتشافی) و هشت عاملی (متخصصان) مطلوب بوده و تفاوت ناچیزی در شاخص‌های آنها وجود دارد. در این حالت بر اساس اصل امساک^۵، الگوی مبتنی بر نظر متخصصان به دلیل داشتن شاخص‌های اقتصادی بهتر (مقدار AIC و NC کمتر و مقدار PNFI بالاتر) انتخاب شد که از لحاظ بالینی در مقایسه با الگوی چهار عاملی، قابلیت تعبیر و تفسیر بیشتری داشت. اصل امساک بیان می‌دارد که پژوهشگران باید با توجه به ساختار نظری و ملاحظات تجربی پژوهش خود، ساده‌ترین الگو را انتخاب کنند و از پیچیده کردن الگو و افزایش غیرضروری متغیرها پرهیز کنند (پیچر و پفیر، ۲۰۱۹^۶).

تحلیل‌های تغییرنایذیری ساختار برای دو جنس حاکی از عدم تفاوت بود، بنابر این، الگوی هشت مؤلفه‌ای مبتنی بر نظر متخصصان، می‌تواند به عنوان ساختار عاملی نهایی مقیاس برای هر دو جنس در نظر گرفته

1. Zimmerman & Schunk

2. Panadero

3. Slaughter, Leaberry, Fogleman, & Rosen,

4. Buitelaar, Posthumus, & Buitelaar,

5. parsimony

6. Petscher & Pfeiffer

شود. تحلیل تغییرناپذیری بین گروهی این امکان را برای پژوهشگران فراهم می‌کند تا بتوانند با ابزار مناسب به مطالعه تفاوت‌های بین گروهی از جمله جنس، گروه فرهنگی و غیره بپردازند. به عبارت دیگر، این تحلیل حائز اهمیت است زیرا تعیین می‌کند که ابزار مورد نظر، سازه‌های هم‌ارز را در بین دو گروه می‌سنجد و امکان مقایسه بین گروهی را فراهم می‌کند (رونده، واکلیر، امینی حاجی‌باشی، بکر^۱ و همکاران، ۲۰۲۰).

بررسی شاخص‌های اعتبار نسخه کوتاه نشان داد ضرایب به دست آمده در همه خرده مقیاس‌ها بیشتر از ۰/۷ بود که حاکی از رابطه هر گویه با کل مقیاس و همگونی خرده مقیاس‌ها بود (میتچل و جولی^۲، ۲۰۱۰). ضریب آلفای کرونباخ برای کل مقیاس ۰/۹۷ و برای خرده مقیاس‌ها در دختران بین ۰/۷۵ و ۰/۹۳ و در پسران بین ۰/۸۰ و ۰/۹۳ به دست آمد. ضریب اعتبار به روش اعتبار ترکیبی نیز برای دختران بین ۰/۷۰ و ۰/۹۳ و برای پسران بین ۰/۷۴ و ۰/۹۳ به دست آمد. این شاخص‌ها طبق نظر میتچل و جولی (۲۰۱۰)، اعتبار مناسب خرده مقیاس‌ها را در دو جنس نشان می‌دهد.

روایی همگرا از راه ضرایب مسیر و شاخص متوسط واریانس استخراجی ارزیابی شد. ضریب استاندارد مسیر برای گروه دختران بین ۰/۳۵ و ۰/۸۷ و برای پسران بین ۰/۴۹ و ۰/۸۶ و در حد پذیرش بود. بررسی مقادیر باراعمالی نیز نشان داد حداقل ضریب استاندارد مسیر همه گویه‌ها در حد قابل قبول بوده است. این یافته نشان می‌دهد میزان انسجام درونی سوالات با مؤلفه‌های زیربنایی مربوط به آنها قابل قبول است (نکتا، رانیون و ادی^۳، ۲۰۱۹). همچنین شاخص متوسط واریانس استخراجی در همه خرده مقیاس‌ها به جز خرده مقیاس اضطراب، رفتارهای خودآسیب‌رسان و سوءاستفاده از کودک که مقدار اندکی از ۵/۰ کمترند، مطلوب بود و مقدار اعتبار ترکیبی از شاخص متوسط واریانس استخراجی هر خرده مقیاس بیشتر بود. شایان ذکر است از آنجا که سایر شاخص‌های خرده مقیاس‌های اضطراب، رفتارهای خود آسیب‌رسان و سوءاستفاده از کودک، از جمله ضریب مسیر (بالای ۰/۳) و اعتبار ترکیبی و آلفای کرونباخ (بالای ۰/۷) مقادیر قابل قبولی دارند، می‌توان گفت که روایی همگرای مناسبی دارند (زاйт و برتری^۴، ۲۰۱۱). بررسی این دو شاخص نشان داد هر گویه، به خوبی سازه زیربنایی مورد اندازه‌گیری را می‌سنجد و مقیاس روایی سازه مناسبی دارد (میتچل و جولی، ۲۰۱۰).

روایی واگرا که میزان تمایز گویه‌های هر عامل با گویه‌های عوامل دیگر را می‌سنجد، به روش نسبت تکرگهای-چندرگاهی ارزیابی شد. طبق نظر هنسلر، رینگلر و سارسدت (۲۰۱۵)، با این روش روایی واگرا بین مؤلفه‌ها مبتنی بر همبستگی اندازه‌گیری می‌شود که نسبت به روش فورنل و لارکر، روش جدیدتر و دقیق‌تری است و میزان افتراق مؤلفه‌ها را مبتنی بر واریانس استخراجی ارزیابی می‌کند، زیرا روش نسبت یگانه-دوگانه به اثر هم خطی بین متغیرها در محاسبه شاخص روایی واگرا توجه دارد. ضرایب به دست آمده برای این شاخص در

1. Rudnew, Vauclair, Aminihajibashi, & Becker

2. Mitchell & Jolley

3. Nekta, Runyon, & Eddy

4. Zait & Bertea

گروه دختران بین ۰/۸۶ و ۰/۵۸ و برای گروه پسران بین ۰/۵۶ و ۰/۸۵ بود که حاکی از برازش قابل قبول مقیاس برای دو جنس بود و هماهنگی لازم بین سؤالات و مؤلفه‌ها را نشان می‌داد (هنسلر، رینگلر و سارسدت، ۲۰۱۵).

نتیجه‌گیری

در مجموع نسخه کوتاه الکترونیکی گزارش معلم از مشکلات سلامت روان شناختی دانش‌آموزان در مقطع دبستان قابلیت استفاده در مجموعه‌های آموزشی و درمانی را دارد است. از محدودیت‌های این پژوهش می‌توان به تحلیل مقیاس بدون در نظر گرفتن عوامل فرهنگی بین قومیت‌های مختلف ایرانی اشاره کرد، زیرا همان طور که اشاره شد عوامل فرهنگی نقش به سزایی بر ادراک اختلال نزد افراد و همچنین شیوه بیان و اظهار اختلالات روان شناختی (باکستر^۱ و همکاران، ۲۰۰۶؛ تیسون^۲، ۲۰۰۴) دارند؛ بنابر این با وجود اینکه شواهد مناسبی دال بر قابلیت استفاده از این ابزار در غربالگری دانش‌آموزان دبستانی کشور وجود دارد و در حال حاضر در دسترس مدارس است، پیشنهاد می‌شود بررسی‌های بیشتر با در نظر گرفتن تفاوت‌های فرهنگی در قومیت‌های مختلف ایرانی و همچنین به منظور ارزیابی شواهد دیگر اعتبار، روایی و امکان سنجی اجرایی مقیاس صورت گیرد.

تقدیر و تشکر

مقاله حاضر مستخرج از طرحی با عنوان "مطالعه مقدماتی ساخت ابزارهای استاندارد بومی ارزیابی آسیب‌های روانی-اجتماعی دانش‌آموزان کشور" است که در چهارچوب سند ائتلاف نظام مراقبت‌های اجتماعی از دانش‌آموزان (نماد) ذیل سند تقسیم کار ملی کنترل و کاهش آسیب‌های اجتماعی اجرا شده است. اجرای این پژوهش در قالب تفاهمنامه مشترک وزارت آموزش و پرورش و وزارت کشور (به شماره ۱۳۷۵۶۴ مورخه ۱۳۹۶/۸/۲۴) با دانشگاه شهید بهشتی (تفاهمنامه ۰/۵۴۴ مورخه ۶۰۰/۱۳۹۵/۶/۳) صورت گرفته است. در ضمن از خدمات تمامی افرادی که به نحوی یاریگر اجرای این پژوهش بودند و یا در آن مشارکت داشتند، کمال تشکر می‌شود.

تضاد منافع

نویسنده‌گان مقاله در مندرجات مقاله حاضر هیچ گونه تعارض منافعی ندارند.

منابع

References

- Akbari-Zardkhaneh S, Alebuieh M, Zanganeh A, Mansurkiaie N, Jallalat-Danesh M, Mahdavi M. (2018) Parent Form of Psychological Pathology for Children: Preliminary Study of Development and Psychometric Properties. *J Child Ment Health*; 4 (4):152-164.
- Akbari-Zardkhaneh, S; Raoof, k; Mansurkiaie,N; Zanganeh, A; Jallalat-Danesh, M; Tahmase-

1. Baxter
2. Tyson

- bi, S; et al (submitted). Online screening of psychological problems in children: Psychometric Properties.
- Akbari-Zardkhaneh, S; Shahvarani, S.; Mansurkiaie,N; Zanganeh, A; Jallalat-Danesh, M; Tahmasebi, S; et al (2018). Psychometric Properties of Electronic Mental Health Assessment Device for High School Students: Teacher and Parent Form. IJPCP; 24 (3):324-339.
 - Akbari Zardkhaneh S, Zanganeh A, Mansour Kiaee N, Mahdavi M, Alebuieh M, Jallalat-e-Danesh M, et al (2019). Priliminary Version of Psychological Problems Scale- Teacher Form: Development and Psychometric Evaluation. J Child Ment Health; 6 (1):1-13.
 - Andrews, D., Nonnecke, B., & Preece, J. (2003). Electronic survey methodology: A case study in reaching hard-to-involve Internet users. *International journal of human-computer interaction*, 16(2), 185-210.
 - Berzin, S. C., O'Brien, K.H.M., Frey, A., Kelly, M. S., Alvarez, M. E., & Shaffer, G. L. (2011). Meeting the social and behavioral health needs of students: Rethinking the relationship between teachers and school social workers. *Journal of School Health*, 81(8), 493-501.
 - Baxter, J., Kokaua, J., Wells, J. E., McGee, M. A., & Oakley Browne, M. A. (2006). Ethnic comparisons of the 12 month prevalence of mental disorders and treatment contact in Te Rau Hinengaro: The New Zealand Mental Health Survey. *Australian and New Zealand Journal of Psychiatry*, 40(10), 905-913.
 - Biabangard, A. (2013). Research Methods in Psychology and Education. Tehran: Doran.
 - Buitelaar, N. J., Posthumus, J. A., & Buitelaar, J. K. (2020). ADHD in childhood and/or adulthood as a risk factor for domestic violence or intimate partner violence: a systematic review. *Journal of attention disorders*, 24(9), 1203-1214.
 - Couper, M. P. (2000). Web-based surveys: A review of issues and approaches. *Public Opinion Quarterly*, 64, 464–494
 - Copeland W, Shanahan L, Costello EJ, Angold A. (2011): Cumulative prevalence of psychiatric disorders by young adulthood: a prospective cohort analysis from the great smoky mountains study. *J Am Acad Child Adolesc Psychiatry*, 50:252–261.
 - Costello EJ, Egger H, Angold A. (2005): 10-Year research update review: the epidemiology of child and adolescent psychiatric disorders: I. Methods and public health burden. *J Am Acad Child Adolesc Psychiatry*, 44:972–986.
 - Dillman, D. A., Smyth, J. D., & Christian, L. M. (2014). *Internet, phone, mail, and mixed-mode surveys: the tailored design method*. John Wiley & Sons.
 - Eklund, K., Renshaw, T. L., Dowdy, E., Jimerson, S. R., Hart, S. R., Jones, C. N., & Earhart, J. (2009). Early identification of behavioral and emotional problems in youth: Universal screen-

- ing versus teacher-referral identification. *The California School Psychologist*, 14(1), 89-95.
- Frick, P. J., Burns, C., & Kamphaus, R. W. (2009). Clinical assessment of child and adolescent personality and behavior (2nd ed.). New York: Springer.
 - Ghiasi N., Nazarpur F., Bakhti F., Purnajaf A., Shirini KH..(2008). Prevalence of Behavioral Disorders among School-boys & girls in Ilam During 2005-6. sjimu; 16 (1) :26-32.
 - Ghobari-Bonab B, Parand A, Hossein Khanzadeh Firoozjah A, Movallali G, Nemati S. (2009). Prevalence of Children with Behavioral Disorders in Primary Schools in Tehran. JOEC; 9 (3) :223-238.
 - Habibi, A. Adanvar, M. (2017). Structural equation modeling and factor analysis (LISREL Manual). Tehran: Jahad Daneshgahi.
 - Henseler, J., Ringle, C. M., & Sarstedt, M. (2015). A new criterion for assessing discriminant validity in variance-based structural equation modeling. *Journal of the academy of marketing science*, 43(1), 115-135.
 - Heydari J, Azimi H, Mahmoudi G, Mohammadpour R. (2007). Prevalence of behavior-emotional disorders and its associated factors among the primary school students of Sari township in 2006. J Mazandaran Univ Med Sci; 16 (56) :91-100.
 - Hooma, H. (2017). Multivariate analysis in behavioral research. Tehran: Peikfarhang.
 - Jensen, P. S., Goldman, E., Offord, D., Costello, E., Friedman, R., Huff, B., Roberts, R. (2011). Overlooked and underserved: "Action signs" for identifying children with unmet mental health needs. *Pediatrics*, 128(5), 970-97.
 - Jones, P. (2013). Adult mental health disorders and their age at onset. *British Journal Psychiatry*, 202 (54): s5e10.
 - Kessler RC, Avenevoli S, Costello JE, Georgiades K, Greif Green J, Gruber MJ, He J-P, Koretz D, McLaughlin KA, Petukhova M, et al. (2012): Prevalence, persistence, and sociodemographic correlates of DSM-IV disorders in the national comorbidity survey replication adolescent supplement. *Arch Gen Psychiatry*, 69:372–380.
 - Kelleher, K. J., Taylor, J. L., & Rickert, V. I. (1992). Mental health services for rural children and adolescents. *Clinical Psychology Review*, 12(8), 841-852.
 - Knekta, E., Runyon, C., & Eddy, S. (2019). One size doesn't fit all: Using factor analysis to gather validity evidence when using surveys in your research. *CBE—Life Sciences Education*, 18(1), rm1.
 - Lambert, D., Ziller, E. C., & Lenardson, J. D. (2009). Rural children don't receive the mental health care they need. Retrieved from <http://muskie.usm.maine.edu/Publications/rural/pb39/Rural-Children-Mental-Health-Services.pdf>

- Levitt, J. M., Saka, N., Romanelli, L. H., & Hoagwood, K. (2007). Early identification of mental health problems in schools: The status of instrumentation. *Journal of School Psychology*, 45(2), 163-191.
- Merikangas, K. R., He, J. P., Brody, D., Fisher, P. W., Bourdon, K., & Koretz, D. S. (2010). Prevalence and treatment of mental disorders among US children in the 2001–2004 NHANES. *Pediatrics*, 125(1), 75-81.
- Mitchell, M.L., & Jolley, J.M. (2010). Research design explained. 7th edition. Victoria: Wadsworth Publisher.
- Moon, J., Williford, A., & Mendenhall, A. (2017). Educators' perceptions of youth mental health: Implications for training and the promotion of mental health services in schools. *Children and youth services review*, 73, 384-391.
- O'Connell, M. E., Boat, T., & Warner, K. E. (2009). Preventing mental, emotional, and behavioral disorders among young people: Progress and possibilities. Washington, DC: Institute of Medicine, National Research Council.
- Panadero, E. (2017). A review of self-regulated learning: Six models and four directions for research. *Frontiers in psychology*, 8, 422.
- Petscher, Y., & Pfeiffer, S. I. (2019). Reconsidering the Psychometrics of the GRS-S: Evidence for Parsimony in Measurement. *Assessment for Effective Intervention*, 1534508418824743.
- Ravaghe, K, Shahgholian, N, Mehralian, H. (2001). Prevalence of behavioral disorders in children at primary schools of shahr- kord. IJN; 13 (27):35-41.
- Reynolds, R. A. (Ed.). (2006). Handbook of research on electronic surveys and measurements. Igi Global.
- Rudnev, M., Vauclair, C-M., Aminihajibashi, S., Becker, M., Bilewicz, M., Castellanos Guevara, JL., et al. (2020). Measurement invariance of the moral vitalism scale across 28 cultural groups. *PLoS ONE* 15(6): e0233989.
- Shojaee S, Hemati Alamdarlo G, Moradi S, Dehshiri G R. (2008). Prevalence of Behavioral Disorders among Elementary Students in Fars Province. JOEC; 8 (2) :225-240.
- Siceloff, E. R., Bradley, W. J., & Flory, K. (2017). Universal Behavioral/Emotional Health Screening in Schools: Overview and Feasibility. Report on emotional & behavioral disorders in youth, 17(2), 32.
- Slaughter, K. E., Leaberry, K. D., Fogleman, N. D., & Rosen, P. J. (2020). Reactive and proactive aggression in children with and without ADHD and negative emotional lability. *Social Development*, 29(1), 320-338.
- Splett, J. W. & Maras, M. A. (2011). Closing the gap in school mental health: A commu-

- nity centered model for school psychology. *Psychology in the Schools*. 48(4), 385-399.
- Solomon, B. G., Klein, S. A., Hintze, J. M., Cressey, J. M., & Peller, S. L. (2012). A meta-analysis of school-wide positive behavior support: An exploratory study using single-case synthesis. *Psychology in the Schools*, 49(2), 105-121.
 - Stiffler, M. C., Dever, B. V. (2015). Mental Health Screening at School: Instrumentation, Implementation and Critical Issues. USA: Springer International Publishing Switzerland.
 - Tyson, E. H. (2004). Ethnic differences using behavior rating scales to assess the mental health of children: A conceptual and psychometric critique. *Child psychiatry and human development*, 34(3), 167-201.
 - Walker, H. M., Small, J. W., Severson, H. H., Seeley, J. R., & Feil, E. G. (2014). Multiple-gating approaches in universal screening within school and community settings.
 - Weist, M. D., Evans, S. W., & Lever, N. A. (2014). Handbook of school mental health: Research, training, practice, and policy. (2nd ed.). New York, NY: Springer Science & Business Media.
 - Zimmerman, B. J., & Schunk, D. H. (Eds.). (2001). Self-regulated learning and academic achievement: Theoretical perspectives. Routledge.
 - Zait, A., & Berteau, PSPE. (2011). Methods for testing discriminant validity. *Management & marketing Journal*. (9) 217-224.
 - Gulliksen, H. (1950). *Theory of mental tests*. New York: Wiley.
 - Hambleton, R. K. (1989). Principles and selected applications of item response theory. In R. L. Linn (Ed.), *Educational measurement* (3rd ed., pp. 147–200). Washington, DC: American Council on Education.
 - Livingston, S. A., & Dorans, N. J. (2004). *A graphical approach to item analysis* (Research Report No. RR-04-10). Princeton: Educational Testing Service.
 - Lord, F. M., & Novick, M. R. (1968). *Statistical theories of mental test scores*. Reading: Addison-Wesley.
 - Moses, T. (2017). A review of developments and applications in item analysis. *Advancing Human Assessment*, 19-46
 - Moses, T., Miao, J., & Dorans, N. J. (2010). A comparison of strategies for estimating conditional DIF. *Journal of Educational and Behavioral Statistics*, 6, 726–743.